بررسی رابطه علّی بین تورم، بازده سهام و شاخص قیمت سهام در ایران: یک تحلیل تجربی (۱۳۷۵-۱۳۷۰)

محمود یحیی‌زاده‌فر ■
دانشجوی دوره دکتری گروه مدیریت دانشگاه تربیت مدرّس □□
احمد جعفری صمیمی ■
استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران □□

چکیده
مقاله حاضر رابطه علّی را بین تورم، بازده اسمی سهام و شاخص قیمت سهام در ایران در فاصله سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به طور ماهانه از دیدگاه تجربی بررسی می‌کند. از آنجا که برآورد الگوی رگرسیونی از طریق حداقل مربعات معمولی نیازمند این است که متغیرهای موردنظر پایدار باشند، در مقاله حاضر ابتدا با ارائه آزمون ریشه واحد (آزمون دیکی فولر) پایدار بودن متغیرهای فوق در تحقیق حاضر مشخص گردید و سپس ارتباط علّی بین این متغیرها بررسی شد.
نتایج تجربی تحقیق حاضر وجود یک رابطه علّی یکطرفه از نرخ تورم بر بازده اسمی سهام ـ نه برعکس ـ و همچنین از نرخ تورم بر شاخص قیمت سهام ـ نه برعکس ـ را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که در دوره مورد نظر افزایش تورم موجب افزایش بازده اسمی سهام و افزایش شاخص قیمت سهام شده است. همچنین نتایج تحقیق حاضر وجود هر گونه رابطهٔ علّی بین بازده اسمی سهام و شاخص قیمت سهام را ـ به شکل یکطرفه یا دو طرفه ـ تأیید نمی‌کند.

کلید واژگان: تورم، بازده اسمی، بازده واقعی، رابطه علّی، شاخص قیمت سهام، آزمون ریشه واحد(دیکی‌فولر)

۱. مقدمه

در یک اقتصاد در حال رشد، شرکتها نیازمند اختراعات و ابداعات جدید و به تبع آن، تولید به مقیاس وسیع هستند. تولید انبوه مستلزم به کار گرفتن مقادیر زیادی از سرمایه ملی برای تهیه وسائل تولید نظیر زمین، ساختمان، تجهیزات، ماشین‌آلات، مواد خام، و نیروی کار است. براین اساس مسأله تأمین

مالی یکی از مسائل مهمّی است که شرکتها به نحوی با آن روبه رویند. شرکتها برای تأمین مالی خود از منابع داخلی (سود تقسیم نشده و ذخایر و استهلاک) و خارجی (فروش سهام و اوراق قرضه) استفاده می‌کنند. ساده‌ترین و ارزانترین منبع تأمین مالی برای شرکتها، منبع داخلی است، ولی گاهی این منبع برای تأمین مالی کافی نیست و لذا بعضی شرکتها از طریق انتشار سهام و اوراق قرضه دست به تأمین مالی می‌زنند. بورس اوراق بهادار، بازاری رسمی تلقی می‌گردد که در آن انواع کالاها و اوراق بهادار توسط افراد کارگزار براساس قوانین و مقررات خاص خرید و فروش می‌گردد و در حقیقت محلی است برای جذب پس‌اندازهای کوچک افراد. بنابراین مکانیزم بورس اوراق بهادار از جمله ابزارهای تأمین مالی شرکتهای تولیدی محسوب می‌شود.

تورم نیز از جمله معضلات اقتصادی و اجتماعی، و گریبانگر اقتصاد قرن حاضر است. نوسانات نرخ تورم و بی‌ثباتی آن در طول زمان باعث ایجاد اشکال در تصمیمات و پیش‌بینیهای اقتصادی شرکتها می‌شود و می‌تواند به اقتصاد شرکتها لطمه بزند. از آنجا که هدف هر سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی کسب بازده است، تورم ممکن است تأثیر قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری خاص داشته باشد. با توجه به اینکه تورم باعث کاهش قدرت خرید می‌شود، سرمایه‌گذاران و مدیران شرکتها توجه ویژه‌ای به نرخ تورم و انتظارات تورمی دارند. لذا مشخص بودن رابطه بین تورم و بازده سهام، راهنمایی برای سرمایه‌گذاران به منظور برنامه‌ریزیهای آتی است. در این‌باره تحقیقات متعددی در کشورهای مختلف جهان اعم از توسعه یافته و در حال توسعه انجام شده و نتایج متفاوتی به دست آمده است.

تحقیق حاضر سعی دارد ارتباط علّی بین تورم، بازده سهام و شاخص قیمت سهام را در ایران ـ به منظور هر چه شفافتر شدن اطلاعات برای تصمیم‌گیری ـ بررسی کند. به همین منظور، ابتدا مروری اجمالی بر نظریات و کارهای تجربی انجام شده در مورد ارتباط بین تورم، بازده سهام و قیمت سهام ارائه می‌شود و آنگاه اساس آزمون گرنجر برای بررسی ارتباط بین این متغیرها تجزیه و تحلیل می‌گردد. پس از آن، ماهیت متغیرهای مورد استفاده در سری زمانی و الگوی اقتصادسنجی مورد نظر از نظر آزمون پایداری بررسی و رابطه متقابل بین آنها مطالعه می‌شود. سرانجام با توجه به باثبات بودن متغیرهای مورد نظر و برآورد الگوی مناسب، رابطه علّی بین تورم، بازده سهام و شاخص قیمت سهام را در ایران تعیین کنیم.

۲. مروری اجمالی بر نظریات و کارهای تجربی انجام شده

از دهه ۱۹۳۰ تاکنون مطالعات زیادی دربارهٔ ارتباط بین تورم و بازده سهام و همچنین تأثیر تورم بر قیمت سهام انجام شده است. از دیدگاه سنتی، تورم و بازده اسمی سهام با یکدیگر رابطه مثبت دارند؛ بدین معنا که با افزایش تورم، بازده اسمی سهام نیز به تناسب آن افزایش می‌یابد و در نتیجه، بازده واقعی سهام ثابت می‌ماند. در مقابل، تعدادی از محققان ادعا کرده‌اند که رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام منفی است که این نتیجه‌گیری، بحث قابل توجهی را در متون مالی به وجود آورده است. از دیدگاه

گروهی، دیگر هیچ رابطه معناداری بین تورم و بازده سهام وجود ندارد و همین موضوع ابهامات موجود در این‌باره را افزایش داده است.

آلچیان و کسل (۱۹۵۹) با تقسیم کردن شرکتها به دو گروه بدهکاران پولی خالص و بستانکاران پولی خالص [۱] کوشیدند فرضیه بدهکاران پولی خالص و بستانکاران پولی خالص را آزمون کرده، بازده سهام این شرکتها را در دوره‌های با تورم بالا اندازه‌گیری کنند. آنها معتقدند که وقتی قراردادها براساس شرایط اسمی باشد، تورم به اندازه زیان بستانکاران خالص به بدهکاران خالص منفعت می‌رساند. از این رو، بازده‌های سهام بستانکاران پولی خالص با تورم غیر منتظره جاری رابطه منفی دارد.

علی‌رغم این موضوع که از دیدگاه سنتی، سهام، یک سپر تورمی محسوب می‌شود، بدین معنا که با افزایش نرخ تورم قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد، برخی محققان نظیر آدت [۲] (۱۹۷۳)، جرشون مندلکر [۳] (۱۹۷۶)، چارلز نلسون [۴] (۱۹۷۶)، بودای [۵] (۱۹۷۶)، جفری جی‌فی [۶] (۱۹۷۶) و فاما و شورت [۷] (۱۹۷۷) همگی شواهدی ارائه داده‌اند که بازده‌های ماهانه تعداد زیادی از شرکتها در بورس اوراق بهادار نیویورک با مؤلفه نرخ تورم منتظره و غیرمنتظره رابطه منفی دارد.

مارتین فلدستاین [۸] (۱۹۸۰) دریافت که رابطه‌ای معکوس بین تورم و قیمت سهام وجود دارد؛ بدین معنا که با افزایش نرخ تورم، قیمت سهام کاهش می‌یابد که این امر ناشی از خصوصیات اساسی قوانین مالیاتی، استهلاک هزینهٔ تاریخی و مالیات بر منفعت سرمایه تصنعی است. او اعتقاد دارد که تورم باعث افزایش نرخ مؤثر مالیات بر سود شرکتها می‌شود و افزایش در نرخ مؤثر مالیاتی، تأثیری معکوس بر سطح قیمتهای سهام در دهه ۱۹۷۰ داشته است [۵].

شوارت (۱۹۸۱) براساس تحقیقی که در ایالات متحده برای یک دورهٔ زمانی ۱۹۷۸-۱۹۵۳ انجام داد، نتیجه گرفت که بازار سهام نسبت به تورم غیر منتظره، تقریباً در زمانی که شاخص قیمت مصرف کننده اعلام می‌گردد واکنش منفی نشان می‌دهد.

جسکه و رل [۹] معتقدند که علامت بازده بازار سهام به خاطر مجموعه‌ای از وقایع اقتصاد کلان در فرایند تورمی تغییر می‌کند [۶]. اول اینکه درآمدهای اصلی دولت به وسیله مالیات بر درآمد شرکتها و مالیات شخصی به دست می‌آید. وقتی قیمتهای سهام در نتیجه تغییرات شرایط اقتصادی افزایش یا

1. net monetary debtors & net monetary creditors
2. Oudet
3. Gershon Mandelker
4. Charles Nelson
5. Zvi Bodie
6. Jeffery Jaffe
7. Fama and Schwert
8. Martin Feldestein
9. Geske and Roll

کاهش می‌یابد، درآمد شخصی و درآمد شرکتها در همان جهت تغییر می‌کند و تغییرات مشابهی نیز در درآمد دولت ایجاد می‌شود. بنابراین نوسانات درآمد دولت ارتباط قوی با تغییرات بازار سهام دارد. دوم اینکه چنانچه افزایش مخارج دولت با درآمدش هماهنگ نباشد، نوسانات درآمد دولت باعث کسری بودجه می‌شود و این امر باعث افزایش بدهی دولت می‌گردد. از طرفی، بدهی زیاد دولت موجب افزایش بدهیهای مالیاتی غیرمستقیم آتی مورد انتظار خواهد شد و متعاقب آن، تورم افزایش می‌یابد. همچنین قیمت بازار سهام با توجه به تغییرات شرایط اقتصادی پیش‌بینی شده تغییر می‌کند که این امر با تغییرات تورم منتظره همبستگی منفی خواهد داشت. آنها معتقدند که اولاً رابطه‌ای منفی بین بازده سهام و تورم وجود دارد که نتیجهٔ واکنش عرضه پول نسبت به بازده سهام است و ثانیاً تأثیر بهره بر بازده سهام علّی نیست.

در حالی که رابطه بازده سهام مورد انتظار و تورم منتظره در ایالات متحده منفی است، فرث [10] (۱۹۷۹) اعلام کرد که در انگلستان نتایج دقیقاً مخالف آن چیزی است که در ایالات متحده به دست آمده است. به عبارت دیگر، وی نشان داد که رابطه بین بازده رسمی سهام و تورم مثبت است. این نتیجه‌گیری با فرضیه فیشر سازگاری دارد؛ زیرا فیشر اعلام کرد که بازده اسمی سهام دقیقاً به اندازه تورم منتظره تغییر می‌کند؛ ولی بازده واقعی سهام عادی و نرخهای تورم منتظره مستقل از یکدیگرند.

گلتکین [11] (۱۹۸۳) براساس فرضیه فیشر مدلی ارائه داد که حسب آن، بازده سهام تابعی از نرخ تورم منتظره است [۸]. او رابطه بین بازده اسمی سهام و تورم را در ۲۶ کشور بررسی کرد. وی با استفاده از اطلاعات IFS [12] مشخص ساخت که برای اکثر کشورهای مورد نظر، رابطه بین بازده سهام و تورم از نظر آماری معنادار نیست. سُلنیک [13] (۱۹۸۳) براساس مدل جسکه و رل رابطه بین بازده واقعی سهام و انتظارات تورمی را در نه کشور طی دوره ۱۹۸۰-۱۹۷۱ مورد بررسی قرار داد [۱۱]. او دریافت که ضریب همبستگی برای همه کشورها به استثنای کشور کانادا منفی است. همچنین طبق نتایج این تحقیق، ارتباط بازده اسمی سهام و تورم منتظره و غیرمنتظره در همه کشورها بجز کشور کانادا منفی بود و بنابراین، سُلنیک نتیجه گرفت که در اکثر بازارهای مهم سهام، فرضیه مدل فیشر ـ مبنی بر اینکه بازده واقعی سهام مستقل از انتظارات تورمی است ـ رد می‌شود.

مارشال [14] (۱۹۹۲) تحقیقی در مورد تغییرات همزمان بازده‌های واقعی دارایی، تورم و رشد پولی انجام داد [۱۰]. او دریافت که رابطه بین بازده واقعی و تورم منفی است و در مقابل، همبستگی بین رشد پولی و بازده واقعی سهام (هفتگی) مثبت است. او همچنین واکنش منفی بازده سهام بر شوکهای تورمی و واکنش مثبت بازده‌های سهام بر شوکهای پولی را تأیید کرد.

10. Firth
11. Gultekin
12. international financial statistic
13. Solnik
14. Marshal

بلتراتی و شیلر [15] (۱۹۹۲) معتقدند که رابطه‌ای بین قیمت واقعی سهام و نرخ بهره دراز مدت وجود ندارد.

بادوخ و ریچاردسون [16] (۱۹۹۳) رابطه بین نرخ تورم منتظره و بازده سهام را با استفاده از اطلاعات سالانه تورم و بازده سهام و نیز نرخ بهره بلند مدت و کوتاه مدت در طی دوره ۱۹۹۰-۱۸۰۲ در کشور انگلستان و امریکا بررسی کردند [۲]. آنها دریافتند که در ایالات متحده در کوتاه مدت، بازده‌های سهام نسبت به نوسانات نرخهای تورم منتظره واکنش نشان نمی‌دهند، ولی در مورد بازده‌های سهام و نرخ تورم در بلند مدت واکنش وجود دارد؛ بدین معنا که در بلند مدت، رابطه‌ای مثبت بین بازده اسمی سهام و تورم منتظره مشاهده می‌شود، ولی برای دوره کوتاه مدت، مدل فیشر معتبر نخواهد بود، یعنی رابطه این دو متغیر در کوتاه مدت منفی است. این دو محقق، آزمون مشابهی را در مورد کشور انگلستان برای همان دوره زمانی انجام دادند و به نتایج مشابهی دست یافتند.

منصور و کوچران [17] (۱۹۹۳) تأثیر جریان نقدی و نرخ تنزیل را بر بازده سهام در طی دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۴۷ بررسی کردند [۴]. و دریافتند که عوامل جریان نقدی و نرخهای تنزیل می‌توانند بخشی از نوسانات بازده سهام باشند که با نتایج تحقیقات فاما (۱۹۹۰) و چن [18] (۱۹۹۱) سازگاری دارد.

گراهام [19] (۱۹۹۶) ارتباط بین بازده‌های واقعی سهام و تورم را با استفاده از اطلاعات دوره بعد از جنگ جهانی دوم مطالعه کرد و دریافت که ارتباط بین بازده واقعی سهام و تورمی بی‌ثبات است؛ بدین معنا که رابطه بازده واقعی سهام و تورم قبل از سال ۱۹۷۶ و بعد از سال ۱۹۸۲ منفی است، اما رابطه‌ای مثبت بین بازده واقعی سهام و تورم بین این سالها ۱۹۸۱-۱۹۷۶ وجود دارد [۷]. او اعلام کرد که در دوره ۱۹۹۰-۱۹۸۲ و ۱۹۸۶-۱۹۷۶ زمانی که در آن، این رابطه منفی بود، سیاست پولی خلاف جهت اَدواری [20] بوده و برعکس در دوره‌هایی که این رابطه مثبت بوده، سیاست پولی شدیداً جهت ادواری داشته است. او اعتقاد داشت که بی‌ثباتیِ رابطهٔ بین بازده‌های واقعی سهام و تورم ناشی از تغییرِ سیاست پولی خلاف جهت اَدواری به سیاست پولی در جهت اَدواری در سال ۱۹۷۶ و بَرگشت به یک سیاست خلاف جهت ادواری در سال ۱۹۸۲ است.

کاپریل و جونگ [21] (۱۹۹۷) رابطه علّی بین تورم منتظره و غیرمنتظره و قیمت واقعی سهام را برای دوره ۱۹۹۱-۱۹۴۷ به طور فصلی مورد آزمون قرار دادند [۳]. نتایج آزمون آنها نشان می‌دهد که رشد فعالیت غیرمنتظره به طور مثبت و معنادار بر قیمتهای واقعی سهام تأثیر می‌گذارد و تورم پیش‌بینی شده، تأثیری منفی بر قیمتهای سهام دارد و حتی بعد از کنترل کردن تأثیرات رشد فعالیت، رابطه منفی

15. Beltratti and Shiller
16. Boudouk and Richardson
17. Cochran
18. Chen
19. Graham
20. counter - cyclical monetary policy
21. Caperale and Jung

بین تورم و قیمت واقعی سهام وجود دارد.

لی‌لی و زولیوهیو [۲۲] (۱۹۹۸) واکنش بازار سهام را در ایالات متحده نسبت به متغیرهای اقتصاد کلان نظیر تورم، نرخهای تنزیل، بیکاری، و تولیدات صنعتی با استفاده از چهار شاخص قیمت سهام که شامل شاخص صنعتی داوجونز [۲۳]، استاندارد و پورز ۵۰۰ [۲۴]، رُسِل ۱۰۰۰ [۲۵] و رُسِل ۲۰۰۰ [۲۶] است در فاصله سالهای ۱۹۸۰ - ۱۹۹۶ بررسی کردند [۹]. آنها دریافتند که افزایش غیر منتظره در عرضه پول باعث افزایش فوری در نرخهای بهره می‌شود و در نتیجه بر جریانات نقدی آتی تأثیر دارد و متعاقب آن باعث کاهش قیمت سهام می‌شود.

همچنین قیمت سهام تحت تأثیر شوکهای مربوط به نرخ تورم قرار می‌گیرد. بدین معنا که تورم پیش‌بینی نشده باعث می‌شود سیاستهای پولی انقباضی‌تری اجرا گردد که این امر نیز باعث کاهش جریان نقدی و پایین آمدن قیمتهای سهام می‌شود.

۳. آزمون علّی گرانجر

براساس آزمون ارائه شده به وسیله گرانجر در سال ۱۹۶۹، متغیر X زمانی بر متغیر دیگر نظیر Y تأثیر می‌گذارد (باعث تشریح بهتر آن می‌شود) که Y از طریق مقادیر قبلی X و Y فقط در مقایسه با مقادیر قبلی Y به شکل بهتری بتواند برآورد شود.

از دیدگاه تجربی برای استفاده از آزمون گرانجر در بررسی ارتباط علّی بین تورم و بازده سهام، ارتباط علّی بین تورم و شاخص سهام، و ارتباط علّی بین بازده سهام و شاخص قیمت سهام لازم است که معادلات زیر برآورد شوند.

$$X_t = \alpha_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + U_t \quad (1)$$

$$X_t = \alpha'_0 + \beta_1' X_{t-1} + \beta'_2 X_{t-2} + \beta'_3 Y_{t-1} + U_t \quad (2)$$

$$Y_t = \delta_0 + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 Y_{t-2} + U_t \quad (3)$$

$$Y_t = \delta'_0 + \delta'_1 Y_{t-1} + \delta'_2 Y_{t-2} + \delta'_3 X_{t-1} + U_t \quad (4)$$

که در آنها X_t نرخ تورم، Y_t بازده سهام، t دوره زمانی (ماه) و U_t جمله خطاست. معادله ۱ و ۲ در حقیقت تأثیر بازده سهام بر تورم را بررسی می‌کند؛ بدین معنا که اگر قدرت توضیحی و برآورد الگوی۲ در مقایسه با الگوی ۱ به صورت معناداری بهبود یافته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که بازده سهام بر تورم تأثیر داشته است (بازده سهام باعث افزایش تورم شده است). همچنین براساس معادله

22. Lili and Zuliu
23. Dow jones
24. standard and Poor's 500
25. Russell 1000
26. Russell 2000

۳ و ۴ تأثیر تورم بر بازده سهام بررسی می‌شود. چنانچه قدرت توضیحی و برآورد الگوی ۴ در مقایسه با الگوی ۳ به صورت معناداری بهبود یافته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که تورم بر بازده سهام نیز تأثیر داشته است (تورم باعث افزایش بازده سهام شده است). همچنین می‌توان نظیر معادلات فوق را برای رابطه علّی بین بازده سهام و شاخص قیمت سهام و رابطهٔ علّی بین شاخص قیمت سهام و تورم مورد استفاده قرار داد و تأثیر هر کدام از متغیرها را بر دیگری مشخص ساخت.

۴. بررسی ماهیت متغیرهای سری زمانی از نظر پایداری

قبل از برآورد کردن الگوهای فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و الگوی رگرسیون خطی باید از خاصیت با ثبات بدون متغیرها و در نتیجه ثابت بودن واریانس متغیر وابسته ـ که یکی از فروض اصلی روش حداقل مربعات معمولی است ـ مطمئن شد؛ زیرا در سالهای اخیر محققان زیادی تأکید کردند که نتایج رگرسیونها با متغیرهای بی‌ثبات و ناپایدار [۲۷] بی‌معنایند. لذا برای بررسی موضوع پایداری یا ناپایداری یک سری زمانی، فرض کنید که تابع زیر بیان کننده مسیر زمانی Y باشد (ε_t جمله خطاست):

$$Y_t = PY_{t-1} + \varepsilon t$$

در چنین حالتی اگر $P=1$ باشد، $Y_t = \Sigma_{t-1}$ بوده، این متغیر بیانگر یک گشت تصادفی [۲۸] همراه با انحراف خواهد بود که در نتیجه ناپایدار است. دراین حالت می‌گوییم که این متغیر دارای ریشه واحد [۲۹] است. اگر قدر مطلق P بزرگتر از یک باشد، متغیر فوق ناپایدار بوده، درطول زمان حالت انفجاری خواهد داشت و چنانچه $0 < P < 1$ باشد، متغیر فوق را متغیر با ثبات یا پایدار می‌نامیم.

برای آزمون ناپایداری می‌توان از آزمون ریشه واحد به صورت زیر استفاده کرد:

$$Y_t = PY_{t-1} + \varepsilon t$$

$$H_0 : P=1$$

$$H_1 = P < 1$$

یا با کم کردن Y_{t-1} از طرفین معادله فوق می‌توان نوشت:

$$\Delta Y_t = (P-1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0 : P-1 = 0$$

$$H_1 : P-1 < 0$$

آزمون ریشه واحد به صورت فوق که به آزمون دیکی ـ فولر [۳۰] معروف است به شکلهای زیر با اضافه کردن یک تابع خطی از زمان (جریان زمانی) و تفاضلات دیگر به آزمون دیکی ـ فولرِ گسترش

27. non - stationary
28. random walk
29. unit - root
30. Dickey - Fuller test

یافته [۳۱] شهرت یافته است.

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + (p+1) Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

لازم به توضیح است در شرایطی که با توجه به آزمون ریشه واحد، وجود ریشه واحد در مورد متغیرها و در نتیجه بی‌ثباتی و ناپایداری متغیرها مورد تأیید قرار گرفت، ادامه یک الگوی رگرسیونی که از این متغیرها تشکیل شده فقط هنگامی می‌تواند معنادار باشد که بین این متغیرها، رابطه‌ای بلندمدت و نوعی همبستگی متقابل وجود داشته باشد. در غیر این صورت، رابطه رگرسیونی فوق به هیچ وجه معنادار نیست و ضرورت دارد با استفاده از روشهای مختلف، متغیرها از حالت ناپایدار به وضعیت پایدار تبدیل گردد.

برای تشریح مفهوم همبستگی متقابل، فرض کنید دو متغیر X_t و Y_t هر دو دارای فرایند گشت تصادفی بوده، بنابراین با ثبات نیستند. در این شرایط می‌توان نتیجه گرفت که یک ترکیب خطی از این دو متغیر نیز یک گشت تصادفی است. با وجود این ممکن است دو متغیر فوق در طول زمان ـ که دو سری زمانی را تشکیل می‌دهند ـ دارای خصوصیاتی باشند که یک ترکیب خطی معین از آنها باثبات و پایدار باشد. برای مثال امکان دارد مقداری برای α در نظر گرفته شود، به طوری که ترکیب خطی $X_t - \alpha Y_t$ با ثبات باشد. در این شرایط گفته می‌شود که دو سری زمانی (X_t و Y_t) دارای همبستگی متقابل با یکدیگرند و در طول زمان در بلند مدت از یکدیگر خیلی دور نمی‌شوند.

جدول ۱ آزمون پایداری متغیرهای موجود در الگو، یعنی نرخ تورم (X_t) و بازده سهام (Y_t) را با توجه به آزمون دیکی ـ فولر نشان می‌دهد. از اطلاعات موجود در این جدول مشخص می‌شود که وجود ریشه واحد و در نتیجه، ناپایدار بودن سریهای زمانی را در برخی از سطوح احتمال نمی‌توان رد کرد. بنابراین همانطور که قبلاً نیز بیان شد، برای اینکه الگوهای رگرسیون ۴-۱ معنادار باشند، لازم است آزمون وجود همبستگی متقابل بین متغیرها را بررسی کنیم. جدول ۲ آزمون همبستگی متقابل انگل ـ گرانجر در مورد الگوی ۲ و الگوی ۴ را نشان می‌دهد. همانطور که از اطلاعات موجود در مورد آزمون همبستگی متقابل معلوم می‌شود T محاسباتی در سطح ۱درصد نیز در ناحیه بحرانی قرار می‌گیرد. لذا وجود همبستگی متقابل بین متغیرهای موجود در کلیه الگوهای فوق تأیید می‌شود و در نتیجه، تخمین الگوها به شکل فوق و با استفاده از روش OLS معنادار است. اطلاعات مربوط به برآورد الگوها برای تعیین رابطه علّی بین متغیرهای مورد نظر در جدول ۳ آمده است.

۵. آیا افزایش بازده اسمی سهام باعث افزایش نرخ تورم شده است؟

نمودار ۱ جریان نوسانات نرخ تورم و بازده اسمی سهام را در سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به طور ماهانه

31. augumented Dickey - Fuller test

نشان می‌دهد. برای بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده اسمی سهام در ایران در دوره مورد نظر، الگوهای ۱ و ۲ برآورد شده است. اینکه آیا نرخ تورم ماه قبل قادر است قدرت پیش‌بینی و تشریح الگو را اضافه کند، در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱ نتایج تجربی بررسی تأثیر بازده اسمی سهام بر تورم به طور ماهانه (۱۳۷۵-۱۳۷۰)

کمیت آماری	تأثیر بازدهٔ اسمی سهام بر تورم
R^2 الگوی ۱	۰/۱۶۶۷۰۶
R^2 الگوی ۲	۰/۱۶۸۰۶۵
F محاسباتی	۰/۱۰۶۱۸۰۱۷
آماره *F در سطح ۵ درصد	۳/۹۴۵

* درجه آزادی F برابر با ۱ و ۶۵

اطلاعات موجود در جدول ۱ نشان می‌دهد که بازده سهام با یک وقفه قادر نبوده است قدرت پیش‌بینی و برآورد الگو را به گونه‌ای معنادار بهبود بخشد. لذا نتایج تحقیق، این موضوع را که افزایش بازده سهام باعث افزایش تورم می‌شود، در دورهٔ مورد نظر تأیید نمی‌کند.

۶ آیا افزایش نرخ تورم باعث افزایش بازده اسمی سهام شده است؟

برای بررسی تأثیر تورم بر بازده اسمی سهام در دوره مورد نظر الگوهای ۳ و ۴ برآورده شده است. جدول ۲ نتایج تجربی بررسی تأثیر تورم اسمی سهام را در ایران نشان می‌دهد.

جدول ۲ نتایج تجربی بررسی تأثیر تورم بر بازده اسمی سهام به طور ماهانه (۱۳۷۵-۱۳۷۰)

کمیت آماری	تأثیر تورم بر بازدهٔ اسمی سهام
R^2 الگوی ۳	۰/۳۳۷۸۸۹
R^2 الگوی ۴	۰/۳۷۵۸۱۶
F محاسباتی	۴/۰۱
آماره *F در سطح ۵ درصد	۳/۹۴

* درجه آزادی F برابر با ۱ و ۶۶

اطلاعات موجود در جدول ۲ نشان می‌دهد با توجه به اینکه F محاسباتی از آماره F در سطح ۵ درصد بیشتر است، در فاصله سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۰ افزایش نرخ تورم باعث افزایش بازده سهام می‌شود. اطلاعات دو ماه قبل بازده سهام برآورد کننده نسبتاً ضعیفی برای تشریح بازده سهام جاری است.

از مقایسه نتایج جدول ۱ و ۲ مشخص می‌شود که بین بازده اسمی سهام و تورم یک رابطه یک طرفه وجود دارد. به عبارت دیگر، افزایش تورم موجب افزایش بازده اسمی سهام می‌گردد، ولی افزایش بازده سهام موجب افزایش تورم نمی‌شود. بنابراین نتایج تحقیق حاضر، وجود رابطه علّی یک طرفه از تورم بر بازده اسمی سهام را تأیید می‌کند.

۷. آیا افزایش بازده اسمی سهام باعث افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود؟

نمودار ۲ جریان نوسانات بازده اسمی سهام و شاخص قیمت سهام را در فاصله سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به طور ماهانه نشان می‌دهد. به منظور بررسی تأثیر بازده اسمی سهام بر شاخص قیمت سهام در ایران در دوره فوق، الگوی ۱ و ۲ برآورد شده است. نتایج به دست آمده در جدول ۳ درج شده است.

جدول ۳ نتایج تجربی بررسی تأثیر بازده اسمی سهام بر شاخص قیمت سهام در ایران به طور ماهانه (۱۳۷۵-۱۳۷۰)

کمیت آماری	تأثیر بازده اسمی سهام بر شاخص قیمت
R^2 الگوی ۱	۰/۹۹۱۴۳۶
R^2 الگوی ۲	۰/۹۹۱۷۳۹
F محاسباتی	۲/۴۲۴
آماره *F در سطح ۵ درصد	۳/۹۴

* درجه آزادی F برابر با ۱ و ۶۶

اطلاعات موجود در جدول بالا نشان می‌دهد که شاخص قیمت سهام در ماههای قبل می‌تواند به خوبی شاخص قیمت جاری سهام را برآورد کند. همچنین بازده اسمی سهام با یک وقفه قادر نبوده قدرت پیش‌بینی و برآورد الگو را به گونه‌ای معنادار بهبود بخشد. از آنجا که F محاسباتی کمتر از آماره F است، نتایج تحقیق حاضر این موضوع را که افزایش بازده اسمی سهام در دوره مورد نظر موجب افزایش شاخص قیمت سهام شده است، تأیید نمی‌کند.

۸. آیا افزایش شاخص قیمت سهام باعث افزایش بازده اسمی سهام می‌شود؟

برای بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر بازده اسمی سهام در دوره مورد نظر، الگوی ۳ و ۴ برآورد شده است. جدول ۴ نتایج تجربی بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر بازده اسمی سهام در ایران را نشان می‌دهد.

پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۴ نتایج تجربی بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر بازده اسمی سهام در ایران به طور ماهانه (۱۳۷۵-۱۳۷۰)

کمیت آماری	تأثیر شاخص قیمت سهام بربازده اسمی
R^2 الگوی ۳	۰/۳۳۷۸۸۹
R^2 الگوی ۴	۰/۳۴۹۲۳۷
F محاسباتی	۱/۱۵۰۹۷
آماره *F در سطح ۵ درصد	۳/۹۴

* درجه آزادی F برابر با ۱ و ۶۶

اسمی سهام نمی‌شود. به عبارت دیگر، به رغم اینکه بازده سهام در ماههای گذشته برآورد کننده بازده جاری سهام است، شاخص قیمت سهام با یک وقفه قادر نبوده که قدرت تشریحی الگو را به گونه‌ای معنادار بهبود بخشد. بنابراین نتایج تحقیق حاضر در مورد امکان وجود رابطه علّی بین شاخص قیمت سهام و بازده اسمی نشان می‌دهد که هیچگونه رابطهٔ علّی بین دو متغیر فوق وجود ندارد.

۹. آیا افزایش در شاخص قیمت سهام باعث افزایش نرخ تورم می‌شود؟

نمودار ۳ جریان نوسانات شاخص قیمت سهام و نرخ تورم را در فاصله سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به طور ماهانه نشان می‌دهد.

به منظور بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر نرخ تورم در ایران در دوره مذکور الگوی ۱ و ۲ برآورد شده است.

جدول ۵ نتایج تجربی بررسی تأثیر شاخص قیمت سهام بر نرخ تورم در ایران به طور ماهانه (۱۳۷۰-۱۳۷۵)

کمیت آماری	تأثیر شاخص قیمت سهام بر نرخ تورم
R^2 الگوی ۱	۰/۱۶۶۷۰۶
R^2 الگوی ۲	۰/۱۸۱۲۱۵
F محاسباتی	۱/۱۵۱۸۱
آماره *F در سطح ۵ درصد	۳/۹۴۵

* درجه آزادی F برابر با ۱ و ۶۵

اطلاعات مربوط در جدول ۵ نشان می‌دهد که نرخ تورم در ماه قبل می‌تواند به طور نسبی نرخ تورم جاری را برآورد کند، ولی شاخص قیمت سهام با یک وقفه قادر نبوده است که قدرت پیش‌بینی و برآورد الگو را به گونه‌ای معنادار بهبود بخشد. همچنین با توجه به اینکه F محاسباتی در جدول ۵ کمتر از آماره F در سطح ۵ درصد است، نتایج حاصل از تحقیق حاضر این موضوع را که افزایش شاخص قیمت سهام در گذشته موجب افزایش تورم جاری می‌شود تأیید نمی‌کند.

۱۰. آیا افزایش نرخ تورم باعث افزایش در شاخص قیمت سهام می‌شود؟

برای بررسی تأثیر تورم بر شاخص قیمت سهام در دوره ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به طور ماهانه الگوی ۳ و ۴ برآورد شده است. جدول ۶ نتایج تجربی بررسی تأثیر نرخ تورم بر شاخص قیمت سهام را در ایران نشان می‌دهد.

جدول ۶ نتایج تجربی بررسی تأثیر نرخ تورم بر شاخص قیمت سهام در ایران به طور ماهانه

جدول ۶ نتایج تجربی بررسی تأثیر نرخ تورم بر شاخص قیمت سهام در ایران به طور ماهانه (۱۳۷۰-۱۳۷۵)

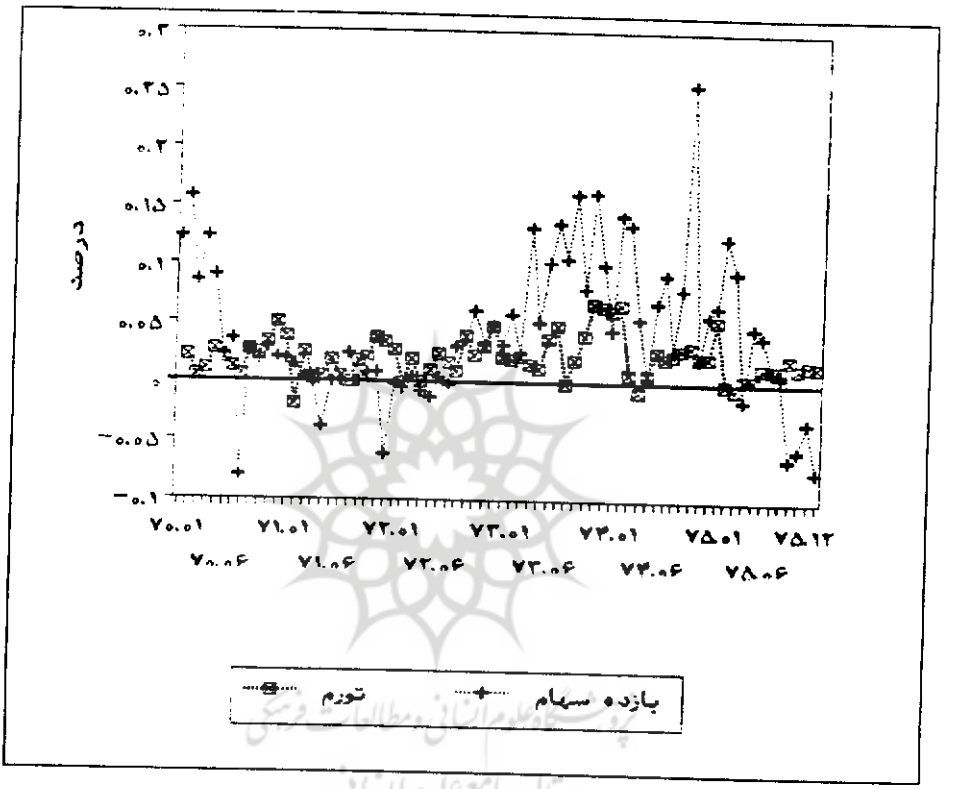
کمیت آماری	تأثیر نرخ تورم برشاخص قیمت سهام
R^2 الگوی ۳	۰/۹۹۱۴۳۶
R^2 الگوی ۴	۰/۹۹۲۰۸۱
F محاسباتی	۵/۳۷۵۶
آماره F^* در سطح ۵ درصد	۳/۹۴

* درجه آزادی F برابر با ۱ و ۶۶

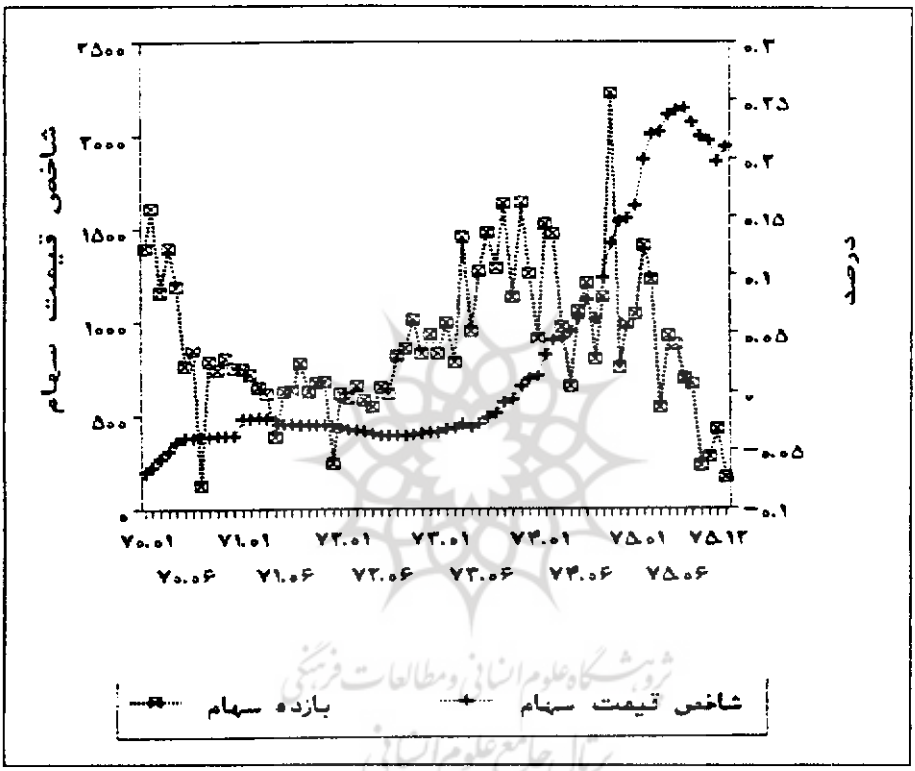
ارقام موجود در جدول فوق نشان می‌دهد که اطلاعات گذشتهٔ شاخص قیمت سهام (دوماه قبل) به خوبی می‌تواند شاخص قیمت سهام جاری را برآورد کند. همچنین با توجه به اینکه F محاسباتی از آماره F در سطح ۵ درصد بیشتر است، در فاصله سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۰، نتایج تحقیق حاضر این موضوع را که افزایش نرخ تورم باعث افزایش شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار شده است تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، رابطه‌ای یک طرفه و علّی از تورّم بر شاخص قیمت سهام ـ نه بر عکس ـ وجود داشته است.

۱۱. نتیجه‌گیری

هدف اصلی مقاله حاضر، بررسی تجربی رابطه علّی بین تورم و بازده اسمی سهام، بین بازده اسمی سهام و شاخص قیمت سهام و همچنین بین شاخص قیمت سهام و نرخ تورم در ایران درفاصله سالهای ۱۳۷۵-۱۳۷۰ به طور ماهانه بود. به منظور برآورد الگوهای مناسب، پس از مروری اجمالی بر نظریات و کارهای تجربی انجام شده در مورد ارتباط بین تورم، بازده سهام و شاخص قیمت سهام در کشورهای مختلف جهان، ابتدا با استفاده از آزمونهای مختلف، ماهیت متغیرهای مورد نظر از نظر پایداری بررسی گردید. با توجه به پایدار بودن متغیرهای مورد نظر و الگوهای رگرسیونی از روش حداقل مربعات معمولی، آزمون مربوط به وجود رابطه علّی بین متغیرهای یاد شده را بررسی کردیم. با توجه به محدود بودن حجم نمونه و عدم کارایی آزمونهای مختلف آماری درمورد سریهای زمانی در شرایط پایین بودن حجم نمونه که باعث می‌شود نتایج حاصل با احتیاط بیان گردد، بررسی تجربی تحقیق حاضر، وجود رابطه علّی یکطرفه از نرخ تورم بر بازده اسمی سهام ـ نه بر عکس ـ و همچنین از نرخ تورم بر شاخص قیمت سهام ـ نه برعکس ـ را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر می‌توان گفت که در دورهٔ مورد نظر افزایش تورم موجب افزایش بازده اسمی سهام و افزایش شاخص قیمت سهام شده است. همچنین نتایج تحقیق حاضر وجود هر گونه رابطهٔ علّی بین بازده اسمی و شاخص قیمت سهام (یک طرفه و یا دو طرفه) را رد می‌کند.

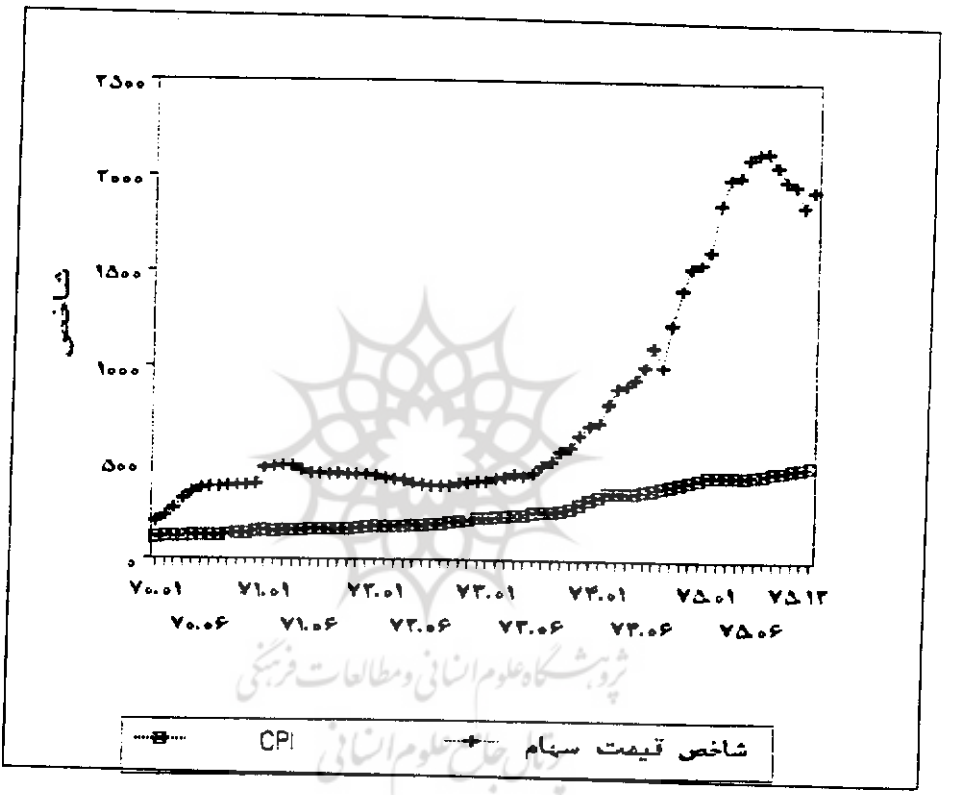


نمودار ۱ جریان تورم و بازده سهام به صورت ماهانه (۱۳۷۵-۱۳۷۰)



نمودار ۲ جریان بازده سهام و شاخص قیمت سهام به صورت ماهانه (۱۳۷۵-۱۳۷۰)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۳ جریان CPI و شاخص قیمت سهام به صورت ماهانه (۱۳۷۵-۱۳۷۰)

پیوست ۱

معرفی متغیرهای مورد استفاده در الگوهای مقاله

متغیر	نام
TR	بازده اسمی سهام
TR(-1)	بازده اسمی سهام با یک وقفه زمانی
TR(-2)	بازده اسمی سهام با دو وقفه زمانی
RCPI(-1)	شاخص قیمت مصرف کننده با یک وقفه زمانی
RCPI(-2)	شاخص قیمت مصرف کننده با دو وقفه زمانی
INDEXP(-1)	شاخص قیمت سهام با یک وقفه زمانی
INDEXP(-2)	شاخص قیمت سهام با دو وقفه زمانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۲

جدول ۱ آزمون دیکی فولر برای بررسی پایداری سریهای زمانی مورد نظر

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) RCPI

Dickey-Fuller t-statistic		-4.6633
MacKinnon critical values:	1%	-4.0948
	5%	-3.4749
	10%	-3.1645

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) RCPI

Dickey-Fuller t-statistic		-2.4519
MacKinnon critical values:	1%	-2.5963
	5%	-1.9451
	10%	-1.6182

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) TR

Dickey-Fuller t-statistic		-2.9779
MacKinnon critical values:	1%	-4.0928
	5%	-3.4739
	10%	-3.1640

ادامه جدول ۱

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) TR

Dickey-Fuller t-statistic		-2.7039
MacKinnon critical values:	1%	-2.5958
	5%	-1.9450
	10%	-1.6182

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(T,1) INDEXP

Dickey-Fuller t-statistic		-1.0206
MacKinnon critical values:	1%	-4.0928
	5%	-3.4739
	10%	-3.1640

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Augmented Dickey-Fuller: UROOT(N,1) INDEXP

Dickey-Fuller t-statistic		2.0735
MacKinnon critical values:	1%	-2.5958
	5%	-1.9450
	10%	-1.6182

جدول ۲ آزمون انگل ـ گرانجر برای بررسی وجود همبستگی متقابل بین متغیرهای الگوهای مورد نظر

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)

--Cointegrating Vector--	
TR	1.000000
TR(-1)	-0.301014
TR(-2)	-0.303263
RCPI(-1)	-0.687502
TREND	-0.000150

Dickey-Fuller t-statistic		-6.7977
MacKinnon critical values:	1%	-5.3113
	5%	-4.6469
	10%	-4.3137

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)

--Cointegrating Vector--	
RCPI	1.000000
RCPI(-1)	-0.416691
RCPI(-2)	0.061807
TR(-1)	-0.011671
TREND	-2.30E-06

Dickey-Fuller t-statistic		-5.8600
MacKinnon critical values:	1%	-5.3166
	5%	-4.6502
	10%	-4.3162

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول ۲

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)

==========

--Cointegrating Vector--

INDEXP	1.000000
INDEXP(-1)	-1.213628
INDEXP(-2)	0.225204
TR(-1)	-157.8107
TREND	-0.753165

Dickey-Fuller t-statistic		-6.1187
MacKinnon critical values:	1%	-5.3113
	5%	-4.6469
	10%	-4.3137

==========

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)

==========

--Cointegrating Vector--

TR	1.000000
TR(-1)	-0.289056
TR(-2)	-0.276386
INDEXP(-1)	5.54E-05
TREND	-0.001550

Dickey-Fuller t-statistic		-7.7885
MacKinnon critical values:	1%	-5.3113
	5%	-4.6469
	10%	-4.3137

==========

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول ۲

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)

--Cointegrating Vector--	
RCPI	1.000000
RCPI(-1)	-0.348442
RCPI(-2)	0.103853
INDEXP(-1)	1.49E-05
TREND	-0.000382

Dickey-Fuller t-statistic		-5.7437
MacKinnon critical values:	1%	-5.3166
	5%	-4.6502
	10%	-4.3162

Engle-Granger Cointegration Test: UROOT(T,1)

--Cointegrating Vector--	
INDEXP	1.000000
INDEXP(-1)	-1.296698
INDEXP(-2)	0.303130
RCPI(-1)	-740.7238
TREND	-0.613665

Dickey-Fuller t-statistic		-5.7556
MacKinnon critical values:	1%	-5.3113
	5%	-4.6469
	10%	-4.3137

جدول ۳ برآورد الگوها برای تعیین رابطه علّی بین متغیرهای مورد نظر

LS // Dependent Variable is TR
Date: 10-25-1998 / Time: 14:34
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0105292	0.0078858	1.3352147	0.1863
TR(-1)	0.3682080	0.1167487	3.1538499	0.0024
TR(-2)	0.2965478	0.1166876	2.5413821	0.0134

R-squared	0.337889	Mean of dependent var	0.039927
Adjusted R-squared	0.318125	S.D. of dependent var	0.061322
S.E. of regression	0.050637	Sum of squared resid	0.171795
Log likelihood	111.0225	F-statistic	17.09575
Durbin-Watson stat	2.122103	Prob(F-statistic)	0.000001

Add: RCPI(-1)

F-statistic	4.01032	Probability	0.0493
Likelihood ratio	4.12914	Probability	0.0422

LS // Dependent Variable is TR
Date: 10-25-1998 / Time: 14:34
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70
Add: RCPI(-1)

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.0017270	0.0098473	-0.1753797	0.8613
TR(-1)	0.3058055	0.1183858	2.5831262	0.0120
TR(-2)	0.3084830	0.1143069	2.6987272	0.0088
RCPI(-1)	0.6922825	0.3456958	2.0025771	0.0493

R-squared	0.375816	Mean of dependent var	0.039927
Adjusted R-squared	0.347444	S.D. of dependent var	0.061322
S.E. of regression	0.049536	Sum of squared resid	0.161954
Log likelihood	113.0871	F-statistic	13.24602
Durbin-Watson stat	2.147537	Prob(F-statistic)	0.000001

ادامه جدول ۳

LS // Dependent Variable is RCPI
Date: 10-25-1998 / Time: 14:34
SMPL range: 1370.04 - 1375.12
Number of observations: 69

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0132481	0.0034308	3.8614962	0.0003
RCPI(-1)	0.4239946	0.1219984	3.4754116	0.0009
RCPI(-2)	-0.0521210	0.1220553	-0.4270277	0.670[illegible]

R-squared	0.166706	Mean of dependent var	0.020988
Adjusted R-squared	0.141455	S.D. of dependent var	0.017998
S.E. of regression	0.016677	Sum of squared resid	0.018356
Log likelihood	186.0939	F-statistic	6.601867
Durbin-Watson stat	2.002684	Prob(F-statistic)	0.002434

Add: TR(-1)

F-statistic	0.10622	Probability	0.7455
Likelihood ratio	0.11266	Probability	0.7371

LS // Dependent Variable is RCPI
Date: 10-25-1998 / Time: 14:35
SMPL range: 1370.04 - 1375.12
Number of observations: 69
Add: TR(-1)

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0131099	0.0034802	3.7670015	0.0004
RCPI(-1)	0.4167027	0.1248539	3.3375213	0.0014
RCPI(-2)	-0.0617986	0.1264268	-0.4888096	0.6266
TR(-1)	0.0118340	0.0363103	0.3259135	0.7455

R-squared	0.168065	Mean of dependent var	0.020988
Adjusted R-squared	0.129668	S.D. of dependent var	0.017998
S.E. of regression	0.016791	Sum of squared resid	0.018326
Log likelihood	186.1503	F-statistic	4.377049
Durbin-Watson stat	2.018916	Prob(F-statistic)	0.007213

ادامه جدول ۳

LS // Dependent Variable is INDEXP
Date: 10-25-1998 / Time: 14:35
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	10.748056	11.346839	0.9472290	0.3469
INDEXP(-1)	1.3466368	0.1155377	11.655393	0.0000
INDEXP(-2)	-0.3394396	0.1175819	-2.8868355	0.0052

R-squared	0.991436	Mean of dependent var	811.4874
Adjusted R-squared	0.991180	S.D. of dependent var	603.5315
S.E. of regression	56.67941	Sum of squared resid	215241.2
Log likelihood	-380.4114	F-statistic	3878.225
Durbin-Watson stat	2.012269	Prob(F-statistic)	0.000000

Add: TR(-1)

F-statistic	2.41777	Probability	0.1247
Likelihood ratio	2.51845	Probability	0.1125

LS // Dependent Variable is INDEXP
Date: 10-25-1998 / Time: 14:36
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70
Add: TR(-1)

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	1.7507640	12.631887	0.1385988	0.8902
INDEXP(-1)	1.1977077	0.1491510	8.0301696	0.0000
INDEXP(-2)	-0.1867701	0.1522475	-1.2267533	0.2243
TR(-1)	224.11976	144.13611	1.5549175	0.1247

R-squared	0.991739	Mean of dependent var	811.4874
Adjusted R-squared	0.991363	S.D. of dependent var	603.5315
S.E. of regression	56.08907	Sum of squared resid	207635.0
Log likelihood	-379.1522	F-statistic	2641.000
Durbin-Watson stat	2.020919	Prob(F-statistic)	0.000000

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

ادامه جدول ۳

LS // Dependent Variable is TR
Date: 10-25-1998 / Time: 14:36
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0105292	0.0078858	1.3352147	0.1863
TR(-1)	0.3682080	0.1167487	3.1538499	0.0024
TR(-2)	0.2965478	0.1166876	2.5413821	0.0134

R-squared	0.337889	Mean of dependent var	0.039927
Adjusted R-squared	0.318125	S.D. of dependent var	0.061322
S.E. of regression	0.050637	Sum of squared resid	0.171795
Log likelihood	111.0225	F-statistic	17.09575
Durbin-Watson stat	2.122103	Prob(F-statistic)	0.000001

Add: INDEXP(-1)

F-statistic	1.15093	Probability	0.2873
Likelihood ratio	1.21016	Probability	0.2713

LS // Dependent Variable is TR
Date: 10-25-1998 / Time: 14:37
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70
Add: INDEXP(-1)

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0191451	0.0112492	1.7019078	0.0935
TR(-1)	0.3632048	0.1167107	3.1120110	0.0027
TR(-2)	0.3031311	0.1167178	2.5971277	0.0116
INDEXP(-1)	-1.105E-05	1.030E-05	-1.0728139	0.2873

R-squared	0.349237	Mean of dependent var	0.039927
Adjusted R-squared	0.319657	S.D. of dependent var	0.061322
S.E. of regression	0.050580	Sum of squared resid	0.168850
Log likelihood	111.6276	F-statistic	11.80649
Durbin-Watson stat	2.144567	Prob(F-statistic)	0.000003

ادامه جدول ۳

LS // Dependent Variable is RCPI
Date: 10-25-1998 / Time: 14:37
SMPL range: 1370.04 - 1375.12
Number of observations: 69

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0132481	0.0034308	3.8614962	0.0003
RCPI(-1)	0.4239946	0.1219984	3.4754116	0.0009
RCPI(-2)	-0.0521210	0.1220553	-0.4270277	0.6707

R-squared	0.166706	Mean of dependent var	0.020988
Adjusted R-squared	0.141455	S.D. of dependent var	0.017998
S.E. of regression	0.016677	Sum of squared resid	0.018356
Log likelihood	186.0939	F-statistic	6.601867
Durbin-Watson stat	2.002684	Prob(F-statistic)	0.002434

Add: INDEXP(-1)

F-statistic			
1.15179	Probability	0.2871	
Likelihood ratio	1.21195	Probability	0.2709

LS // Dependent Variable is RCPI
Date: 10-25-1998 / Time: 14:37
SMPL range: 1370.04 - 1375.12
Number of observations: 69
Add: INDEXP(-1)

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0166333	0.0046576	3.5712285	0.0007
RCPI(-1)	0.4098359	0.1225704	3.3436781	0.0014
RCPI(-2)	-0.0591237	0.1220896	-0.4842648	0.6298
INDEXP(-1)	-3.703E-06	3.450E-06	-1.0732124	0.2871

R-squared	0.181215	Mean of dependent var	0.020988
Adjusted R-squared	0.143425	S.D. of dependent var	0.017998
S.E. of regression	0.016658	Sum of squared resid	0.018036
Log likelihood	186.6999	F-statistic	4.795295
Durbin-Watson stat	2.005261	Prob(F-statistic)	0.004439

ادامه جدول ۳

LS // Dependent Variable is INDEXP
Date: 10-25-1998 / Time: 14:37
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	10.748056	11.346839	0.9472290	0.3469
INDEXP(-1)	1.3466368	0.1155377	11.655393	0.0000
INDEXP(-2)	-0.3394396	0.1175819	-2.8868355	0.0052

R-squared	0.991436	Mean of dependent var	811.4874
Adjusted R-squared	0.991180	S.D. of dependent var	603.5315
S.E. of regression	56.67941	Sum of squared resid	215241.2
Log likelihood	-380.4114	F-statistic	3878.225
Durbin-Watson stat	2.012269	Prob(F-statistic)	0.000000

Add: RCPI(-1)

F-statistic	5.37551	Probability	0.0235
Likelihood ratio	5.48101	Probability	0.0192

LS // Dependent Variable is INDEXP
Date: 10-25-1998 / Time: 14:38
SMPL range: 1370.03 - 1375.12
Number of observations: 70
Add: RCPI(-1)

STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.	COEFFICIENT	VARIABLE
14.176327	-0.7056596	0.4829	-10.003661	C
0.1127716	11.660270	0.0000	1.3149473	INDEXP(-1)
0.1149837	-2.6375578	0.0104	-0.3032762	INDEXP(-2)
374.84570	2.3185154	0.0235	869.08552	RCPI(-1)

R-squared	0.992081	Mean of dependent var	811.4874
Adjusted R-squared	0.991721	S.D. of dependent var	603.5315
S.E. of regression	54.91463	Sum of squared resid	199030.7
Log likelihood	-377.6709	F-statistic	2756.123
Durbin-Watson stat	2.016286	Prob(F-statistic)	0.000000

۱۲. منابع

[1] Alchian, A. and R., Kessel, «Redistribution of Wealth through Inflation», Science 130, Sep.1959,p.538.

2] Boudoukh, Jacob and Matthew Richardson, «Stocks Return and Inflation: A long-Horizon Perspective», *American Economic Review*, march 1993, pp.1346-55.

[3] Caparale, Tony and Chulho Jurg, «Inflation and Real Stock Prices», *Applied Financial Economics*, June 1997, pp.265-6.

[4] Cochran, Steven and Iqbal Mansur, «Expected Return and Economic Factors: A Grach Approach», *Applied Finance Economic*, March, 1993, pp.243-54.

[5] Feldstein, M.,« Inflation and the Stock Market », American Economic Review, 1980,pp.839-47.

[6] Gesk, R. and Richard Roll, «The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation», *The Journal of Finance, March 1983, pp.1-33.*

[7] Graham, Fred C., «Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy» *Applied Financial Economic*, February 1996.

[8] Gultekin,N.Bulent, «Stock Market Returns and Inflation: Evidence from other Countries», *The Journal of Finance, March 1983, pp.49-65.*

4[9] Lili F. and Hu. Zuliu, «Stock Market Reactions to Macroeconomic News», *IMF*

Survey, International Monetary Fund, Vol.27, No.16, pp.263-5.

[10] Marshal, David A., «Infllation and Asset Returns in a Monetary Economy», *The Journal of Finance*, sep.1992, pp.1315-43.

[11] Solnic, Bruno, «The Relation between Stock Prices and Inflationary Expectations: The International Evidence», *The Journal of Finance*, March 1983, pp.35-44.