

آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

تاریخ دریافت: ۱۳۸۳/۶/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۱۰/۲۳

دکتر فریوزه عزیزی^۱

چکیده:

هدف از این مقاله، ارائه تحلیلی تجربی رابطه میان تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. ادبیات موضوع بیانگر وجود دیدگاه‌های مختلف و کاملاً متفاوت درباره رابطه بازده سهام و تورم است، به گونه‌ای که هیچ‌گونه اجماع نظری میان اقتصاددانان وجود ندارد. گروهی از آنان از رابطه مثبت و گروهی دیگر از رابطه منفی میان بازده سهام و تورم حمایت و طرفداری می‌کنند. در حالی که گروه دیگر معتقدند هیچ‌گونه رابطه معناداری میان این دو متغیر وجود ندارد.

در این مقاله تلاش می‌شود تا ضمن مرور اجمالی برخی تحقیقات تجربی، رابطه میان تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۷ مورد آزمون تجربی قرار گرفته، نتایج به دست آمده با سایر تحقیقات مورد مقایسه و همسنگی قرار گیرد. در این تحقیق با به کارگیری روش‌های مرسوم اقتصادسنجی، VAR و علیت گرنجری رابطه میان تورم و بازده و شاخص قیمت سهام مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌های تحقیق حاکی است که تورم توضیح‌دهنده شاخص بازده نقدی و بازده کل (قیمت و نقدی) است، اما شاخص قیمت سهام را توضیح نمی‌دهد. از سوی دیگر، بازده نقدی، بازده کل (قیمت و نقدی) و شاخص قیمت سهام توضیح‌دهنده تورم نیستند.

کلید واژه: تورم، بازده سهام، بورس اوراق بهادار تهران

۱- مقدمه

گرچه تاکنون تحقیقات دامنه داری در مورد ارتباط میان تورم و بازده سهام انجام شده، اما محققان در مورد آن اتفاق نظر ندارند.

برخی از محققان^۱ معتقدند که میان بازده اسمی سهام و نرخ تورم رابطه مثبت وجود دارد. به بیان دیگر، متناسب با افزایش تورم، بازده سهام نیز افزایش می‌یابد و بدین گونه، بازده واقعی سهام ثابت می‌ماند. بر این اساس می‌توان گفت سرمایه‌گذاری در سهام به نوعی می‌تواند تورم را تا حدودی پوشش دهد.

از سوی دیگر، گروهی دیگر از محققان^۲ ضمن تحقیقات تجربی نشان داده اند که رابطه میان تورم و بازده واقعی سهام منفی است. به بیان دیگر با افزایش تورم، بازده واقعی سهام کاهش می‌یابد و بر این اساس، سرمایه‌گذاری در سهام نمی‌تواند تورم را پوشش دهد. این در حالی است که برخی دیگر از محققان معتقدند رابطه معناداری میان تورم و بازده سهام وجود ندارد.

با توجه به ادبیات فوق می‌توان دید که به رغم تحقیقات گسترده در کشورهای مختلف اعم از توسعه یافته و در حال توسعه، تاکنون درباره رابطه میان تورم و بازده سهام تاکنون اجماع نظری وجود ندارد. در این مقاله تلاش می‌شود تا ضمن مرور تحقیقات انجام یافته در کشورهای مختلف، رابطه میان تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۲-۱۳۷۷ مورد آزمون تجربی قرار گیرد. به همین منظور در بخش دوم این مقاله، نتایج تحقیقات تجربی که در این موضوع انجام شده ارائه می‌گردد و سپس در بخش سوم به تحلیل نتایج حاصل از آزمون تجربی رابطه میان نرخ تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۸۲-۱۳۷۷ پرداخته می‌شود و در بخش چهارم مقاله، نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مروری بر تحقیقات تجربی در مورد رابطه میان تورم و بازده سهام

از دیرباز رابطه میان تورم و بازده سهام از جمله مباحث جدال برانگیز میان محققین بوده است. از این رو تحقیق در این خصوص از سابقه نسبتاً قابل توجهی برخوردار است. در سال ۱۹۵۹ آلچیان و کسل^۳ با تقسیم کردن شرکت‌ها به دو گروه بدهکاران خالص پولی و بستانکاران خالص پولی، بازده سهام این شرکت‌ها را در دوره‌هایی با تورم بالا اندازه‌گیری کردند و به رابطه منفی میان بازده سهام بستانکاران پولی خالص و نرخ تورم پیش بینی نشده^۴ دست یافتند. در این خصوص آدت^۵ (۱۹۷۳)، چارلز نکسون^۶ (۱۹۷۶)، بودای^۷ (۱۹۷۶)، جفری جفه^۸ (۱۹۷۶)

1. Fert, Gultekin, Solnik, Bodukh & Richardson, ...

2. Kessel, Fama, Schuart, Nekson,...

3. Alchian & Kessel

4. Unanticipated inflation

5. ADET

6. Nekson

7. Boudoukh Jacob

8. Jefe

جرشون مندلاکر^۱ (۱۹۷۶)، فاما و شوارت^۲ (۱۹۷۷) به شواهدی از این دست رسیدند. مارتین فلدستاین^۳ (۱۹۸۰) نیز رابطه معکوس میان تورم و قیمت‌های سهام در دهه ۱۹۷۰ را نشان داد. جسیکه و رل^۴ (۱۹۸۳) دریافتند که همبستگی منفی میان بازده سهام با تغییرات نرخ اسناد خزانه که نماینده ای برای نرخ تورم منتظره است، وجود دارد. از سوی دیگر، فرت^۵ (۱۹۷۹) بر اساس نتایج تحقیق خود نشان داد که رابطه میان بازده سهام و تورم در انگلستان، مثبت است. گلتکین^۶ (۱۹۸۳) با بررسی رابطه بازده سهام و تورم در ۲۶ کشور، فرضیه فیشر مبنی بر آن که بازده واقعی سهام عادی و نرخهای تورم منتظره مستقل از یکدیگرند و بازده اسمی سهام دقیقاً به اندازه تورم منتظره تغییر می کند را مورد آزمون تجربی قرار داد و نشان داد که برای اکثر کشورهای مورد بررسی، رابطه بازده سهام و تورم از نظر آماری معنادار نیست و فقط در مورد چهار کشور، این رابطه معنادار و منفی است، در حالی که در مورد دو کشور دیگر این رابطه معنادار و مثبت است. برنج^۷ (۱۹۷۴) نیز نشان داد که سهام یک سپر تورمی ضعیف است و در بلندمدت نمی تواند به عنوان یک سپر تورمی کامل قلمداد شود. گلتکین (۱۹۸۳) در تحقیق دیگر نشان داد که چنانچه از آمار سری زمانی استفاده شود، در اکثر کشورها، رابطه منفی میان بازده واقعی سهام و تورم مشاهده می شود؛ در حالی که در تحقیقاتی که با استفاده از روش داده های مقطعی انجام شده، رابطه مثبت میان بازده سهام و تورم مشاهده می شود. نتایج تحقیق تجربی سلنیک^۸ (۱۹۸۳) نیز نشان داد که رابطه مثبت میان دو متغیر فوق در ۸ کشور از ۹ کشور مورد بررسی وجود دارد و در نتیجه، فرضیه فیشر مبنی بر این که بازده واقعی سهام مستقل از انتظارات تورمی است رد شد. بندرلی وزویک^۹ (۱۹۸۵) میان بازده واقعی سهام و نرخ تورم در آمریکا همبستگی منفی به دست آوردند.

در سال ۱۹۹۳ با دوخ و ریچاردسون^{۱۰} (۱۹۹۳) به این نتیجه رسیدند که یک رابطه یک به یک میان تورم منتظره و بازده سهام وجود دارد. یافته های تحقیق تجربی گراهام^{۱۱} (۱۹۹۶) نشان داد که رابطه میان بازده سهام و تورم بی ثبات است؛ یعنی در برخی دوره ها رابطه مثبت و در یک بازده زمانی دیگر منفی است. نتایج تحقیقات کاپریل و جونگ^{۱۲} (۱۹۹۷) نیز نشان داد که تورم پیش بینی شده دارای تأثیر منفی بر قیمت های سهام است. توربکه^{۱۳} (۱۹۹۷) و روزف^{۱۴} (۱۹۷۴) نشان دادند که سیاست پولی آثار زیادی بر بازده سهام دارد و افزایش نرخ

1. Mandlaker
2. Fama & Schuart, W.
3. Feldstein, M.
4. Gasike, Robert & Roll, Richards
5. Fert
6. Gultekin
7. Branch, Ben
8. Solnik, Bruno
9. Benderly, Jason, Swich, Burton
10. Boud Dukh, J & Richardson, M.
11. Graham, Fed. C.
12. Caparale, Tony & Jung, Chulho
13. Thorbecke, Wilhelm
14. Rozeph

رشد پولی منجر به افزایش بازده سهام می شود. یونگ سولی^۱ (۱۹۹۲) آزمون روابط علی میان بازده های دارایی فعالیت واقعی و تورم را با استفاده از آمارهای آمریکا انجام داد و به نتایج زیر دست یافت:

برخلاف فرضیه فیشر، بازده اسمی سهام و تورم، همبستگی منفی ضعیفی دارند؛ اما رابطه میان نرخهای بهره اسمی و تورم مثبت است. رحمان و کوزیر^۲ (۱۹۸۸) به رابطه معکوس میان بازده واقعی سهام و تورم دست یافتند. لئونارد و هرناث^۳ (۱۹۹۰) به رابطه معنادار میان بازده های واقعی سهام و تورم دست یافتند.

لی^۴ (۱۹۹۶) رابطه منفی معناداری میان بازده واقعی سهام و نرخ تورم به دست آورد. سونگ، رم چندر و چاترات^۵ (۱۹۹۷) به رابطه منفی میان بازده واقعی سهام و اجزای تورم غیرمنتظره دست یافتند.

همان گونه که نتایج تحقیقات نشان می دهد رابطه میان تورم و بازده سهام متفاوت است. در برخی از کشورها، این دو متغیر رابطه مثبت و در برخی دیگر رابطه منفی دارند و البته در تعداد دیگری، رابطه معنی دار این بین وجود ندارد. لذا می توان به این نتیجه دست یافت که هنوز اجماع نظری در مورد این رابطه میان محققین مختلف وجود ندارد.

در تحقیق حاضر، تلاش می شود تا رابطه میان شاخص های قیمت، بازده نقدی و بازده نقدی و قیمت (بازده کل) بورس اوراق بهادار تهران با تورم و با استفاده از آزمون های اقتصادسنجی برآورد گردد.

۳- آزمون تجربی رابطه میان تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

اقتصاد کشور ما در دو دهه گذشته تورم را به طور مستمر تجربه کرده است. بدیهی است حفظ قدرت خرید در شرایط تورمی بسیار حائز اهمیت است که از جمله راه های آن، سرمایه گذاری در فعالیت های پربازده است که از آن میان می توان به داد و ستد سهام به عنوان یک گزینه سرمایه گذاری اشاره کرد. داد و ستد سهام در بورس اوراق بهادار تهران که پس از انقلاب به حالت تعلیق در آمده بود مجدداً از سال ۱۳۶۹ آغاز شده است. آزمون تجربی رابطه میان تورم و شاخص های قیمت سهام، بازده نقدی، بازده نقدی و قیمت (بازده کل) در بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه و همسنجی نتایج به دست آمده با یافته های سایر تحقیقات می تواند نشان دهد که شکل این رابطه در ایران چگونه است و با نتایج کدام گروه سازگاری بیشتری دارد.

1. Jung Soly
2. Rahman
3. Leonard & Hertz
4. Lee, Unro
5. Ram Chander & Chatrath

در این تحقیق با استفاده از آمار ماهانه تورم، شاخص قیمت، بازده کل و بازده نقدی در دوره زمانی ماهانه ۱۳۸۲-۱۳۷۷ رابطه میان بازده سهام و تورم به روش‌های علیت گرنجری و VAR مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۱-۳-۱- روش تحقیق

در این تحقیق از متغیرهای زیر برای دوره ۸۲-۱۳۷۷ استفاده شده است.^۱

INF: تورم

TEPIX: شاخص کل

TEDIX: شاخص بازده نقدی

TEDPIX: شاخص بازده قیمت و نقدی (بازده کل)

در این تحقیق از آزمون VAR و علیت گرنجری استفاده می‌شود.

۱-۱-۳- بردارهای خودرگرسیون VAR

در بردارهای خودرگرسیونی، هر متغیر به صورت تابعی از وقفه‌های خود و سایر متغیرها در نظر گرفته می‌شود. فرم ساده یک مدل VAR در حالت دو متغیر به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \quad (۱)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{z_t} \quad (۲)$$

ε_{y_t} و ε_{z_t} دارای خصوصیات مطلوب یا اصطلاحاً نوفه سفیدند. از آن جا که Z_t با ε_{y_t} و y_t با ε_{z_t} همبستگی دارند لذا معادلات فوق را نمی‌توان مستقیماً برآورد کرد؛ زیرا کاربرد روش‌های برآورد معادلات اقتصادسنجی مستلزم این فرض است که بین متغیرهای توضیحی و اجزا اخلال ارتباطی وجود ندارد. لذا با جایگزینی Z_t از رابطه ۲ در رابطه ۱ و نیز با قراردادن y_t از رابطه ۱ در رابطه ۲ می‌توان معادلات ذیل را نتیجه گرفت:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}z_{t-1} + c_{1t} \quad (۳)$$

$$Z_t = \alpha_2 + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}z_{t-1} + c_{2t} \quad (۴)$$

که در آن داریم:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{y_t} - b_{12}\varepsilon_{z_t}) / (1 - b_{12}b_{21})$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{z_t} - b_{21}\varepsilon_{y_t}) / (1 - b_{12}b_{21})$$

از آن جا که ε_{y_t} و ε_{z_t} دارای خصوصیات مطلوب هستند می‌توان نتیجه گرفت که اجزای e_{1t} و e_{2t} نیز رفتاری مشابه دارند. لازم به ذکر است که در روابط فوق تنها وقفه اول متغیرها لحاظ شده و در این خصوص باید با استفاده از آزمون‌های مناسب نسبت به تعیین تعداد وقفه بهینه اقدام گردد. نکته مهم دیگر که باید به آن اشاره کرد این است که در مدل‌های

۱. داده‌های آماری از گزارش‌های آماری ماهانه سازمان بورس اوراق بهادار و بانک مرکزی سالهای ۸۲-۱۳۷۷ جمع‌آوری گردیده است.

VAR معمولاً فرض می‌شود متغیرهای به کار رفته جمع بسته از درجه صفر (پایا) هستند، در حالی که افرادی نظیر سیمز (۱۹۸۰) و دون (۱۹۹۲) معتقدند در برآورد مدل‌های VAR الزامی به رعایت فرض فوق نیست.

۳-۱-۲- آزمون علیت

وجود رابطه بین دو یا چند متغیر می‌تواند بیانگر جهت علیت نباشد. لذا آزمون جدید انگل-گرنجر (۱۹۸۷) برای نشان دادن رابطه علیت به کار برده می‌شود که در آن از مدل اتورگرسیو همراه با جزء تصحیح خطا استفاده می‌شود. این آزمون با فرض آن که $(Y_t, X_t) \sim I(1)$ به قرار زیر است:

$$\Delta x_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta y_{t-j} + \delta ECT_{t-1} + U_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^q b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^r c_j \Delta x_{t-i} + d ECT_{t-1} + V_t \quad (6)$$

ECT عبارت تصحیح خطا است و برای تعیین وقفه از معیار اطلاعاتی شوارتز بیزین استفاده می‌شود. به طور مثال در رابطه ۵ Δy علت گرنجری Δx است، اگر فرضیه H_0 در مقابل فرضیه H_1 با استفاده از آزمون والد رد شود:

$$\begin{cases} H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_n = 0 \\ H_1: \gamma_j \neq 0 \quad j = 1, 2, \dots, n \end{cases}$$

۳-۲- نتایج تجربی

۳-۲-۱ آزمون ریشه واحد

به منظور بررسی مانایی سری‌های زمانی مورد استفاده در این تحقیق از آزمون ریشه واحد (دیکی - فولر) استفاده شده که نتایج آن به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد (دیکی - فولر)

متغیر	آماره دیکی فولر	*مقدار بحرانی	روند و عرض از مبدأ	**تعداد وقفه
DTEDIX	-۷/۹	-۳/۴۸	عرض از مبدأ	۱۰
DTEPIX	-۶/۹۵	-۳/۴۸	روند و عرض از مبدأ	۱
DTEDPIX	-۷/۶۳	-۳/۴۸	عرض از مبدأ	۱
DINF	-۴/۷۵	-۳/۴۸	روند و عرض از مبدأ	۱

*در سطح ۹۵ درصد اطمینان

**برای انتخاب تعداد وقفه از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است.

چنان که مشاهده می‌شود تمام متغیرهای مورد نظر با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند یعنی متغیرها $I(1)$ هستند.^۱

۳-۲-۲- بردارهای همجمعی

آزمون همجمعی در الگوی تصحیح خطای برداری^۲ بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر به روش جوهانس است. بر پایه آزمون اثر، هنگامی که آماره آزمون محاسبه شده از مقدار بحرانی ارائه شده به وسیله جوهانس و جوسیلیوس کم‌تر باشد، فرضیه صفر، یعنی وجود r بردار همجمعی پذیرفته می‌شود. از این رو با توجه به نتایج حاصل، وجود سه بردار همجمعی در مدل مورد نظر پذیرفته می‌شود؛ زیرا کمیت آماره آزمون، یعنی $5/43$ از مقدار بحرانی آن در سطح ۹۵ درصد، یعنی $9/16$ کم‌تر است. بر اساس حداکثر مقدار ویژه وجود سه بردار همجمعی تعادلی در میان متغیرهای مورد مطالعه تأیید می‌شود.

جدول (۲)

آزمون حداکثر مقادیر ویژه			
۹۵٪ بحرانی	آماره	H_1	H_0
۲۸/۲۷	۱۰۱/۳۱	$r=1$	$r=0$
۲۲/۰۴	۵۴/۰۷	$r=2$	$r \leq 1$
۱۵/۸۷	۲۲/۵۳*	$r=3$	$r \leq 2$
۹/۱۶	۵/۴۳	$r=4$	$r \leq 3$
آزمون اثر			
۵۳/۴۸	۱۸۳/۳۶	$r \geq 1$	$r=0$
۳۴/۸۷	۸۲/۰۴	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۲۰/۱۸	۲۷/۹۷*	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۹/۱۶	۵/۴۳	$r=4$	$r \leq 3$

و این بدان معنا است که روابط تعادلی بلند مدت میان متغیرهای مدل وجود دارد.

۱. در مورد آزمون دیکی فولر، درباره همه متغیرها، آزمون با روند و ضریب ثابت صورت گرفته است و نتایج ارائه شده در جدول (۱) نتایج مورد قبول می‌باشد.

2. Vector Error Correction Model (VECM)

۳-۲-۳- تخمین مدل VAR

پس از تعیین مرتبه VAR، مدل‌های VAR به شرح زیر آورده شده است.

الف) مدل VAR برای INF, TEDIX

$$INF = \frac{4}{39} - \frac{0}{1002} TEDIX(-1) + \frac{0}{1003} TEDIX(-2) + \frac{1}{27} INF(-1) - \frac{0}{38} INF(-1) + \frac{0}{87} T$$

$$\begin{matrix} (0/43) & (0/62) & (0/96) & (10/3) & (-2/49) & (0/4) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0/99 \quad DW = 1/99$$

چنانچه متغیر تورم را به عنوان متغیر وابسته در نظر بگیریم، ضریب وقفه متغیر بازده نقدی (TEDIX) معنادار نیست. به بیان دیگر، بازده نقدی توضیح دهنده متغیر تورم نیست و این متغیر به وسیله وقفه های خود با توجه به معیارهای تشخیص مانند $R^2 = 0/99$ به خوبی توضیح داده شده است.

برای بررسی رابطه میان تورم و بازده نقدی، معادله زیر نیز برآورد گردید:

$$TEDIX = \frac{1393}{6} + \frac{0}{78} TEDIX(-1) - \frac{0}{33} TEDIX(-2) - \frac{11}{96} INF(-1) + \frac{7}{51} INF(-2) + \frac{27}{26} T$$

$$\begin{matrix} (288/63) & (6/8) & (-2/9) & (-3/33) & (2/06) & (4/68) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0/99 \quad DW = 2/09$$

نتایج به دست آمده حاکی است که تورم توضیح دهنده متغیر بازده نقدی است و این متغیر به وسیله متغیرهای تورم و نیز وقفه خود با توجه به معیارهای تشخیص مانند $R^2 = 0/98$ به خوبی توضیح داده شده است.

ب) مدل VAR برای INF و TEDPIX

$$INF = \frac{1}{90} - \frac{0}{1030} TEDPIX + \frac{0}{99} INF(-1) + \frac{0}{4} T$$

$$\begin{matrix} (0/36) & (-0/43) & (20/14) & (0/54) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0/99 \quad DW = 1/39$$

اگر متغیر تورم به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شود، ضریب متغیر بازده نقدی و قیمت (بازده کل) معنادار نیست و این متغیر به خوبی توسط وقفه خود توضیح داده می‌شود. حال اگر از سمت دیگر مدل برآورد گردد، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$TEDPIX = -21209 + \frac{0}{70} TEDPIX(-1) + \frac{198}{06} INF(-1) - \frac{282}{20} T$$

$$\begin{matrix} (-3/58) & (8/86) & (3/51) & (2/98) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0/94 \quad DW = 2/56$$

نتایج به دست آمده بیانگر آن است که تورم توضیح دهنده بازده نقدی و قیمت (بازده کل) است و بازده قیمت و نقدی نیز با یک وقفه به خوبی بازده نقدی و قیمت را توضیح می‌دهد.

ج) مدل VAR برای INF و TEPIX

$$INF = ۶/۴۳ - ۰/۰۰۰۷۶TEPIX(-۱) + ۰/۰۰۰۹۶ TEPIX (-۲) + ۱/۳۱ INF (-۱) - ۰/۳۶ INF (-۲) + ۰/۱T$$

$$\begin{matrix} (۱/۱۶) & (-۱/۱) & (۱/۴۱) & (۱۰/۹۷) & (-۲/۹۳) & (۱/۲۰) \\ R^2 = ۰/۹۹ & & & DW = ۲/۱۱ & & \end{matrix}$$

اگر متغیر تورم به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شود، نتایج حاصل از برآورد مدل VAR نشان می‌دهد که ضریب با وقفه آن، تورم را به خوبی توضیح می‌دهد. از سوی دیگر ضریب TEPIX توضیح دهنده تورم نیست:

$$TEPIX = -۲۶۳۸/۵ + ۱/۲۷ TEPIX(-۱) - ۳۵TEPIX (-۲) + ۱۷/۱۴ INF (-۱) + ۸/۱۱ INF (-۲) - ۳۵/۷۷T$$

$$\begin{matrix} (-۲/۷) & (۱۰/۷۱) & (-۳/۰۱) & (۰/۸۳) & 37/0 & (15.04) \\ R^2 = & & & DW = & & \end{matrix}$$

چنانچه متغیر شاخص قیمت سهام به عنوان متغیر وابسته باشد، براساس نتایج به دست آمده، متغیر تورم توضیح دهنده شاخص قیمت سهام نیست و این متغیر به وسیله وقفه‌های خود به خوبی توضیح داده می‌شود.

در یک جمع‌بندی براساس نتایج به دست آمده می‌توان به این یافته‌ها دست یافت:

جدول ۳ نتایج آزمون کمی

نتایج	معناداری	متغیر مستقل	متغیر وابسته
بازده نقدی توضیح دهنده تورم نیست	ضریب بازده نقدی معنادار نیست	TEDIX	INF
تورم توضیح دهنده شاخص بازده نقدی هست	ضریب تورم معنادار است	INF	TEDIX
شاخص بازده نقدی و قیمت (بازده کل) توضیح دهنده تورم نیست	ضریب متغیر بازده نقدی و قیمت (بازده کل) معنادار نیست	TEDPIX	INF
تورم توضیح دهنده شاخص بازده نقدی و قیمت (بازده کل) است	ضریب تورم معنادار است	INF	TEDPIX
شاخص قیمت سهام توضیح دهنده تورم نیست	ضریب متغیر تورم با وقفه وقفه معنادار است، اما ضریب شاخص قیمت سهام معنی دار نیست	TEPIX	INF
تورم توضیح دهنده شاخص قیمت سهام نیست	ضریب تورم معنادار نیست	INF	TEPIX

در این راستا می‌توان گفت که براساس نتایج به دست آمده از برآورد مدل VAR، تورم با شاخص قیمت سهام رابطه معنادار ندارد.

۳-۲-۴- آزمون علیت گرنجری براساس مدل VAR

الف) آزمون علیت گرنجری میان تورم و بازده نقدی

این آزمون به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین دو متغیر تورم (INF) و بازده نقدی (TEDIX) انجام می‌شود. با توجه به آماره آزمون انجام شده، فرض صفر یعنی "متغیر بازده نقدی علت گرنجری شاخص قیمت (تورم) نیست" رد نمی‌شود. همچنین براساس آماره آزمون دیگر، فرض صفر، یعنی "تورم علت گرنجری شاخص بازده نقدی نیست" رد می‌شود. به بیان دیگر، تورم علت گرنجری بازده نقدی است.

جدول ۴

نتیجه	آماره X^2	علیت
رد می‌شود	۱۷/۶۹ [۰/۰۰۰]	INF → TEDIX
رد نمی‌شود	۰/۰۱ [۰/۹۹۵]	TEDIX → INF

ب) آزمون علیت گرنجری میان تورم و بازده کل (قیمت و نقدی)

با توجه به آماره آزمون انجام شده در جدول ۵ فرض صفر، یعنی "متغیر بازده کل علت گرنجری تورم نیست" رد نمی‌شود.

جدول ۵

نتیجه	آماره X^2	علیت
رد می‌شود	۱۱/۹۹۶ [۰/۰۰۱]	INF → TEDPIX
رد نمی‌شود	۰/۱۹۸۸ [۰/۶۵۶]	TEDPIX → INF

همچنین بر مبنای اطلاعات جدول ۵ فرض صفر، یعنی "متغیر تورم علت گرنجری بازده کل نیست" رد می‌شود. به بیان دیگر، تورم علت گرنجری بازده کل است.

ج) آزمون علت گرنجری میان تورم و شاخص قیمت سهام

نتایج این آزمون در جدول ۶ ارائه شده است. همان گونه که مشاهده می شود، فرض صفر، یعنی متغیر "شاخص قیمت سهام علت گرنجری تورم نیست" رد نمی شود.

جدول ۶

علیت	آماره X^2	نتیجه
INF \rightarrow TEPIX	۷/۸۸۸۶ [۰/۰۱۹]	رد می شود
TEDIX \rightarrow INF	۲/۷۸۳۸ [۰/۲۴۹]	رد نمی شود

همچنین براساس آماره آزمون فوق، فرض صفر، یعنی "تورم علت گرنجری شاخص قیمت سهام نیست" رد می شود. به بیان دیگر، تورم علت گرنجری شاخص قیمت سهام است.

۴- خلاصه و نتیجه گیری

هدف اصلی این تحقیق، بررسی تجربی رابطه میان تورم و بازده سهام است. بر مبنای نتایج تحقیقات انجام شده در این زمینه، اتفاق نظر درباره رابطه تورم و بازده سهام در سایر کشورها وجود ندارد؛ بدین معنا که گروهی رابطه مثبت، و برخی رابطه منفی میان تورم و بازده سهام را از نظر تجربی آزمون کرده اند، در حالی که بعضی دیگر از محققین نتیجه گرفته اند که هیچ گونه رابطه معنی داری میان دو متغیر فوق وجود ندارد.

در این مقاله از آمار ماهانه تورم، بازده نقدی، بازده کل (نقدی و قیمت) و شاخص قیمت سهام در دوره ۸۲-۱۳۷۷ استفاده شد و با به کارگیری روش VAR و آزمون علیت گرنجری رابطه این متغیرها مورد آزمون کمی قرار گرفت. نتایج به دست آمده بر مبنای برآورد مدل VAR نشان داد که تورم توضیح دهنده شاخص بازده نقدی و بازده کل (قیمت و نقدی) است، اما شاخص قیمت سهام را توضیح نمی دهد. از سوی دیگر، بازده نقدی، بازده کل (قیمت و نقدی) و شاخص قیمت سهام توضیح دهنده تورم نیستند. این یافته با نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری درباره بازده قیمت بازده نقدی و قیمت و شاخص قیمت سهام نیز تأیید شد.

منابع

۱. بانک مرکزی، آمار ماهانه شاخص قیمتها، سالهای مختلف
۲. سازمان بورس اوراق بهادار تهران، ماهنامه آماری، سالهای مختلف.
۳. یحیی‌زاده فر، محمود، جعفری صمیمی، احمد، «بررسی رابطه تورم و بازده سهام، تحلیل نظری و مروری بر ادبیات» فصلنامه علمی پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا (س) سال ۱۳۸۰.
4. Alchian and R. Kessel, "Redistribution of Wealth Through Inflation", Science 130, September. 1059, P. 538.
5. Armen Alchian and Reuben Kessel, "Effects of Inflation", Journal of Political Economy, 70 (December 1962), PP. 521-537.
6. Benderly, Jason, Swick, Burton, "Inflation, Real Balance, OUTPUT, and Real Stock Returns", American Economic Review, December 1985, PP. 1115-1122.
7. Boudoukh, Jacob & Richardson, Matthew, "Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective", American Economic Review, March 1993, PP. 1346-1355.
8. Branch. Ben, "Common Stock Performance and Inflation: An International Comparison", The Journal of Business, January 1974, PP. 48-52.
9. Brinson, G.P., "The Synergistic Impact of Taxes and Inflation on Investment Return", Financial Analysts Journal 30 (March-April 1973), PP. 74-75.
10. Bruno, Michael, "Does Inflation Really Lower Growth?", Finance and Development, September 1995, PP. 35-38.
11. Caparale, Tony & Jung, Chulho, "Inflation and Real Stock Prices", Applied Financial Economics, June 1997, PP. 265-266.
12. Chatrath, Arjun, Ramchander, Sanjay & Song. Frank, "Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India", Applied Financial Economics, August 1997, PP. 439-455.
13. Cochran, Steven & Mansur, IQBal, "Expect Return and Economic Factors: A Garch Approach", Applied Financial Economics, March 1993, PP. 243-254.

14. Cozier, Barry & Raman, Abdul H. "Stock Returns, Inflation and Real Activity in Canada", Canadian Journal of Economics, November 1988, PP. 759-774.
15. Ely, David P. & Robinson, Kenneth J. "Stock Returns and Inflation Further Tests of the Role of the Central Bank", Journal of Macroeconomics, Summer 1992, PP. 525-43.
16. Fama, Eugne., "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", The American Economic Review, September 1981, PP. 545-563.
17. Fama, Eugene F., "Stock Returns, Expected Returns and Real Activity", The Journal of Finance, September 1990, PP. 1089-1108.
18. Fama, Eugene F., "Short-Term Interest Rates As Predictors of Inflation", American Economic Review, June 1975, PP. 269-282.
19. Feldstein, Martin, "Inflation and the Stock Market", American Economic Review, 1980, PP. 839-847.
20. Gaske, Robert & Roll, Richard, "The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation", The Journal of Finance, March 1983, PP. 1-39.
21. Graham, Fed C. "Inflation, Real Stock Returns, and Monetary Policy", Applied Financial Economics, February 1996, PP. 29-35.
22. Greonewold, Nicolaas, Gregory and Thomas, Stephen "Stock Returns and Inflation: A Macro Analysis", Applied Financial Economics, April 1997, PP. 127-136.
23. Gultekin, N. Bulent, "Stock Market Returns and Inflation", Evidence From Other Counties', The Journal of Finance, March 1983, PP. 49-65.
24. Hernandez, Leonardo, "Inflation Y Retorno Bursatil, Una Invetigacion Empricia: Chile 1960-1983", Cuadernos-De-Econmia, December 1990, PP. 381-406.
25. Jafari-Samimi Ahmad, "Inflation and Economic Growth in Developing Countries: Further Empirical Evidence, Discussion Papers in Economics", Vol VII, No. 286, April 1994, University of Reading, England.
26. Lee, bong-soo, "causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation", the journal of finance, September 1992, P. 1591-1603.

27. Lee, Unro, "Further Empirical Test of the Proxy Effect Hypothesis: Some International Evidence", *Journal of International Financial Market Institution and Money*, Summer 1996, PP. 35-46.
28. Lee, Kiseok & Ni, Shawn, "Stock Returns, Real Activities and Temporary and Persistent Inflation", *Applied Financial Economics*, October 1996, PP. 433-441.
29. LiLi and Zulu F. Hu, "Stock Market Reaction to Macroeconomic News", *IMF Survey, International Monetary Fund*, Vol. 27, No. 16, August 17, 1998, PP. 263-265.
30. Marshall, David A, "Inflation and Asset Returns in A Monetary Economy", *The Journal of Finance*, September 1992, PP. 1315-1343.
31. Ram, Rati & Spencer, David E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money: Comment", *American Economic Review*, 1983, PP. 463-472.
32. Schwert, William, "The Adjustment of Stock Prices to Information About Inflation", *The Journal of Finance*, March 1981, PP. 15-29.
33. Schwert, William, "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence", *The Journal of Finance*, September 1990, PP. 1237-1245.
34. Solnik, Bruno, "The Relation Between Stock Prices And Inflationary Expectations: The International Evidence", *The Journal of Finance*, March 1983, PP. 34-44.
35. Thorbecke, Willem, "On Stock Market Returns and Monetary Policy", *The Journal of Finance*, June 1997, PP. 635-653.