مجلة پژوهشي دانشگاه اصفهان (علوم انساني)
جلد بيست و يكم ـ شماره ۲ ـ سال ۱۳۸۵
صص ۱۱۲-۹۹

تاثير بازارهاي ارز، سكه و مسكن بر رفتارشاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران: يک الگوي تصحيح خطاي برداري

هاشم زارع* و زينب رضايي**

چكيده

اين مطالعه با استفاده از يك الگوي تصحيح خطاي برداري سعي در شناخت و تبيين تاثير سه بازار ارز، سكه و مسكن بر شاخص قيمت سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران طي دوره فصل اول سال۱۳۷۴ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۲ دارد. متغيرهاي مورد استفاده عبارتند از: لگاريتم شاخص قيمت سهام، لگاريتم نرخ ارز، لگاريتم قيمت سكه طلا و لگاريتم شاخص قيمت مسكن در شهر تهران.

نتيجه برآورد الگو نشان مي‌دهد كه متغيرهاي لگاريتم شاخص قيمت مسكن و لگاريتم بهاي سكه داراي رابطه مستقيم و متغير لگاريتم نرخ ارز داراي رابطه عكس و معني‌داري در فاصله اطمينان ۹۵ درصد با متغير لگاريتم شاخص قيمت سهام مي‌باشند. همچنين برآورد الگوي تصحيح خطا بيانگر اين‌است كه حدود ۴۳ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعديل مي‌گردد.

واژه‌هاي كليدي: بازار بورس، قيمت سهام، ارز، سكه طلا، مسكن و تصحيح خطاي برداري

The Effects of ForeignExchange, Gold Coin and Housing Markets on Tehran Stock Market : A Vector Error Correction Model

H. Zare and Z. Rezaei***

M.A in Economics, Jehad Agriculture Organization ofFars Province
****B.A in Economics from Shiraz University***

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effects of exchange, gold coin and housing markets on the stock price index in Iran over the period 1995:2-2004:1. A vector error correction model (VECM) approach to cointegration analysis is used to study both the short-run and long-run movements of stock prices in Tehran market. The data used in this study include stock price index, exchange rate, gold coin price and housing price index.

The results show that the value of gold coin price and the price of housing have significant positive effects on

the stock price index in Iran. The results also indicate that the exchange rate has a significant negative effect. The result of error correction model indicates that 43 percent of the deviation of the stock prices from its equilibrium path is corrected in each period.

Keywords: ***Stock Market, Exchange, Gold Coin, House Vector Error, Correction***

۱-مقدمه

اهميت نقش بازار سرمايه در تخصيص منابع، ارزيابي طرح‌هاي سرمايه‌گذاري و رونق بازار كاملا غيرقابل انكار مي‌باشد. از اينرو يك بازار سرمايه كارا مي‌تواند نقش مهمي در تخصيص كاراي منابع و جهت‌دهي مطلوب سرمايه سرمايه‌گذاران در يك اقتصاد را بازي كند و منجر به شكوفايي آن اقتصاد گردد. لذا كشور ما، ايران به‌عنوان يك كشور در حال توسعه و داراي منابع بالقوه مي‌تواند از سرمايه‌ها و ورود به ساير بازارهاي رقيب شده است كه اين امر به‌معني لطمه خوردن توليد كشور مي‌باشد، لذا تبيين عوامل موثر بر بازار سرمايه مي‌تواند نقش مهمي را در جهت دهي كاراي سرمايه سرمايه‌گذاران بازي كند و در نهايت تقويت بخش توليدي را منجر شود.

تحقيق حاضر تاثير برخي از بازارهاي رقيب را بر بازار سرمايه ايران مورد توجه قرار داده است. بنابراين با در نظر گرفتن سه بازار رقيب ارز، سكه و مسكن، سعي در تبيين يك رهيافت هم‌جمعي بر رفتار شاخص بازار سهام دارد. در اين راستا مطالعات زيادي در خارج و داخل كشور انجام گرفته است كه همگي به نوعي تلاش مي‌كنند تا با بهره‌گيري از روش‌هاي علمي بتوانند رفتار اين بازار را شناسايي و مورد تجزيه و تحليل قرار دهند. به طور نمونه مي‌توان به مطالعات فلدستاين[1] (۱۹۸۰)، چن، رول و راس[2] (۱۹۸٦)، بادوخ و ريچاردسون[3](۱۹۹۳)، گراهام[4] (۱۹۹٦)، كاون و شين[5](۱۹۹۹)، جرد و ساتم[6] (۱۹۹۹)، ساينر[7](۲۰۰۱)، مورلي[8](۲۰۰۲)، انگستد و تانگارد[9] (۲۰۰۲)، باتاچاريا و موخرجي[10](۲۰۰۲)، كرم مصطفي و كوكاكال[11](۲۰۰۲)، اوينگ, فوربس و پين[12] (۲۰۰۳)، ابراهيم[13] (۲۰۰۳)، گراهام، نيكينن و سالستروم[14] (۲۰۰۳)، كيا[15](۲۰۰۳) و پويتراس[16] (۲۰۰٤) در خارج از اين بازار جهت نيل به اهداف توسعه خود كمال استفاده را نمايد. اما آنچه مشخص است با توجه به ساختار غير رقابتي توليد در ايران و نيز چالش‌ها و موانع سيستماتيك و غير سيستماتيك پيش روي بازار سرمايه در مجموع اين واقعيت را روشن مي‌سازد كه عملكرد اين بازار بعد از انقلاب با نوسانات متعددي مواجه بوده است. اين نوسانات به نوبه خود، عدم اطمينان سرمايه‌گذاران را به‌دنبال خود در پي داشته و در نهايت منجر به خروج

* كارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه شيراز و كارشناس اداره بررسي‌هاي اقتصادي و تنظيم بازار سازمان جهاد كشاورزي استان فارس
** كارشناس اقتصاد، دانشگاه شيراز

1. Feldstein

2. Chen, Roll & Ross
3. Boudoukh & Richardson
4. Graham
5. Kown & Shin
6. Gjerde & Saettem
7. Ciner
8. Morelli
9. Engsted & Tanggaard
10. Bhattacharya & Mukherjee
11. Karammostafa & Kucukkale
12. Ewing, Forbes & Payne
13. Ibrahim
14. Graham, Nikkinen & Sahlstrom
15. Kia
16 .Poitras

كشوراشاره نمود. داخل كشور نيز افرادي چون محمدي، تقوي و برزنده (۱۳۷۸)، يحيي‌زاده فر و جعفري‌صميمي (۱۳۷۸)، جواد پور (۱۳۷۵)، سينايي (۱۳۸۱)، تقوي و محمدزاده(۱۳۸۱) و اسلاملوئيان (۲۰۰۵)، با استفاده از روش‌هاي گوناگون، به بررسي رفتار بازار سهام پرداخته‌اند. نتايج اين مطالعات حاكي از تأثير متفاوت متغيرهاي اقتصادي(بسته به شرايط و ساختار هر كشور) برروي رفتار شاخص قيمت سهام در كشورها و مناطق مختلف مي‌باشد. تحقيق حاضر نسبت به ساير تحقيقات انجام شده در ايران داراي اين ويژگي است كه علاوه بر به‌كارگيري تكنيک اقتصاد سنجي منحصر بفرد جهت برآورد نتايج بلند مدت الگو به بررسي تاثير تغييرات در سه بازار دارايي رقيب ارز، سكه و مسكن بر روي رفتار بازار سهام پرداخته است.

۲-مباني نظري و ارايه الگو

همانطور كه مي‌دانيم مي‌توان به متغيرهاي سهام، ارز، سكه و مسكن از بعد دارايي در سبد سرمايه‌گذاران به آن توجه خاص داشته باشيم، لذا به نظر مي‌رسد قبل از ارايه تكنيک اقتصاد سنجي و برآورد ضرايب، ابتدا به طور گذرا نگاهي به تئوري نگهداري دارايي در سبد سرمايه گذار داشته باشيم.

تا دهه ۱۹۵۰ ريسك به‌عنوان يك عامل كيفي محسوب مي‌شد، تا اينكه با تلاش‌هاي ماركويتز[1]، ريسك كميت پذير شد و انحراف معيار جريان‌هاي نقدي طرح‌هاي سرمايه‌گذاري در شرايط مختلف به‌عنوان كميت سنجش ريسك معرفي گرديد. نظريه ماركويتز (۱۹۵۲) منشا پيدايش تئوري سبد دارايي ها گرديد. وي فرض كرد كه سرمايه‌گذاران الزاما در پي به حداكثر رسانيدن بازده مورد انتظار نيستند، زيرا اگر آنها تنها به‌دنبال دست‌يابي به حداكثر بازده مورد انتظار بودند، تنها دارايي را انتخاب مي‌كردند كه از بيشترين بازده مورد انتظار برخوردار باشد. اما در عمل سرمايه‌گذاران داراي سبدي از مجموعه اوراق بهادار هستند. در توجيه اين رفتار مي‌توان گفت كه سرمايه‌گذاران بنحو هم‌زمان به دو پديده ريسك و بازده توجه مي‌كنند و تصميمات خود را بر مبناي معيار ميانگين و واريانس اتخاذ مي‌كنند. به بيان ديگر، افراد بر مبناي بازده مورد انتظار(ميانگين بازده) و انحراف معيار(مجذور واريانس) سرمايه‌گذاري‌هاي مختلف را با يكديگر مقايسه و از بين آنها انتخاب مي‌كنند. اگر سرمايه‌گذاران ريسك گريز باشند و دو سبد دارايي وجود داشته باشد كه از تمام جنبه‌ها به غير از ميزان انحراف معيار با هم برابر باشند، آن سرمايه‌گذاري انتخاب مي‌شود كه انحراف معيار كمتري دارد.

مدل ماركويتز به‌شرح زير مي‌باشد[2]:

$$\text{Minimize: } -\lambda E_p + V_p \qquad (۱-۲)$$

جايي كه:

$$E_p = \sum_{i=1}^{N} X_i E_i$$

بطوري كه:

$$V_p = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} X_i X_j COV(i,j)$$

$$\sum_{i=1}^{N} X_i = 1 \qquad \lambda \geq 0$$

λ: درجه ريسك‌گريزي سرمايه‌گذار

E_p: عايدي مورد انتظار سبد دارايي

V_p: ريسك سبد دارايي

X_j: بخشي از بودجه كل كه به سرمايه‌گذاري j ام اختصاص يافته است

X_i: بخشي از بودجه كل كه به سرمايه‌گذاري i ام اختصاص يافته است

1. Markowitz

2. Sharpe, (1995)

E_i: عايدي مورد انتظار طرح i ام

$COV(i,j)$: كوواريانس سرمايه‌گذاري i با سرمايه‌گذاري j

ماركويتز در رابطه با نحوه نگهداري دارايي‌ها بحثي را ارايه مي‌كند كه به "تنوع ماركويتز"[1] شهرت دارد. تنوع ماركويتز بيان مي‌كند كه تركيب دارايي‌هاي گوناگون نبايد بنحو كامل همبستگي مثبت داشته باشند و اين تنوع باعث شود كه ريسك سبد دارايي، بدون كاهش در بازدهي سبد دارايي كاهش يابد. البته حتما لازم نيست كه همبستگي منفي كاملي وجود داشته باشد تا خطر از طريق تنوع در سرمايه گذاري كاهش يابد، بلكه تنها كافي است كه سهام يا دارايي‌ها دقيقا با هم افزايش و كاهش نداشته باشند. به بيان ديگر، آنچه كه بايد مورد توجه قرار گيرد اين‌است كه عدم وجود همبستگي مثبت بنحو كامل برقرار باشد.

مادام كه بازدهي دارايي‌هاي مختلف بنحو كامل با هم حركت نمي‌كنند، مي‌توان آنها را در يك سبد دارايي با هم تركيب كرد و تا ميزان زيادي به كاهش خطر دست يافت. در عمل به دليل تأثير چرخه‌هاي اقتصادي، بازده دارايي‌هاي مختلف بنحو عادي با هم مرتبط هستند. لذا از آنجا كه اين همبستگي كامل نيست مي‌توان از طريق تنوع در سرمايه‌گذاري، خطر را تا ميزان قابل توجهي كاهش داد. در واقع تا زماني كه دارايي‌ها بنحو يكسان از شرايط اقتصادي تأثير نمي‌پذيرند، مي‌توان از طريق تنوع بخشيدن به سبد دارايي، باعث كاهش ريسك در سبد كالايي شد.

اين مطالعه با توجه به مباحث فوق، با در نظر گرفتن چهار دارايي سهام، ارز، سكه و مسكن در سبد دارايي سرمايه‌گذاران و بهره‌گيري از يك مدل تصحيح خطاي برداري(VECM)[2] اقدام به تبيين ارتباط بين سه بازار فوق با بازار سهام خواهد پرداخت. در بيان ساختار كلي الگوي خودهمبسته برداري(VAR)[3] با توجه به مبحث هم تجمعي بايد گفت كه يك الگوي خود همبسته برداري داراي K متغير درونزا و P وقفه زماني براي هر متغير است و در شكل ماتريسي به صورت زير نمايش داده مي‌شود:

$$Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 Z_{t-2} + \ldots + \alpha_p Z_{t-p} + \alpha_{p+1} t + U_t \qquad (۲-۲)$$

$$U_t \approx IN(0, \Sigma)$$

در اين رابطه Z_t يك بردار $K\times 1$ و α_0 يك بردار $K\times 1$ از مقادير ثابت مي‌باشد. بازاي $i=1,\ldots,P$ ، α_i ماتريس $K\times K$ ضرايب الگو هستند. U_t بردار $K\times 1$ مربوط به جملات اختلال الگو است كه داراي خاصيت اغتشاش سفيد[4] مي‌باشد. متغير t نيز روند را نشان مي‌دهد.

اكنون براي پيوند دادن رفتار كوتاه مدت Z_t به مقادير بلند مدت آن ، مي‌توان در قالب يك الگوي تصحيح خطاي برداري (VECM) به صورت زير درآورد:

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + V_t \qquad (۳-۲)$$

كه در آن :

$$\Gamma_i = -(I - \alpha_1 - \alpha_2 \ldots - \alpha_i) \quad , \quad i = 1,2,\ldots,p-1$$

$$\Pi = -(I - \alpha_1 - \alpha_2 \ldots - \alpha_p)$$

Z_t يك بردار $P\times 1$ و داراي خاصيت هم جمعي[5] از درجه يك است. $\{\Gamma_i\}_{i=1}^{p-1}$ ماتريس پاسخ كوتاه مدت و ماتريس Π حاوي اطلاعات مربوط به روابط تعادلي بلند مدت است . درواقع $\Pi = \alpha\beta'$ است كه در آن α ضرايب تعديل عدم تعادل و نشان دهنده سرعت تعديل به سمت تعادل بلند مدت و β ماتريس ضرايب روابط تعادلي بلند مدت است . Δ نيز به اولين تفاضل اشاره دارد .

براي بررسي روابط هم تجمعي دو روش انگل-گرنجر[6] و

1. Markowitz Variety
2. Vector Error Correction Model
3. Vector Autoregressive
4. White Noise
5. Integrated
6. Engle-Granger

روش يوهانسن[1] وجود دارد . در شرايطي كه بيش از دو متغير داشته باشيم ، امكان دارد بيش از يك بردار هم تجمعي داشته باشيم. حال آنكه روش انگل گرنجر تنها يك بردار تعادلي بدست مي‌دهد، لذا در اين مواقع روش يوهانس كه امكان وجود بيش از يك بردار را در نظر مي‌گيرد ارجح است . عمده ترين مسايلي كه در روش يوهانس با آنها مواجه‌ايم ، به صورت زير است :

- تعيين اينكه متغيرهاي الگو تجمعي از چه مرتبه‌اي هستند ؟ متغيرهاي الگو بايد تجمعي از مرتبه صفر يا يك باشند . براي اين منظور از آزمون هاي ريشه واحد استفاده مي‌كنيم . آزمون هاي ريشه واحد ، ديكي فولر و ديكي فولر تعميم يافته (ADf)[2] و فيليپس پرون (PP)[3] مي‌باشندكه بر روي متغيرهاي سطح و تفاضل اول انجام مي‌شود. به گونه‌اي كه آزمون ديكي فولر تعميم يافته در شرايط خود همبستگي جملات پسماند استفاده مي‌شود.

- تعيين تعداد وقفه بهينه بنحوي كه جمله اختلال الگوي تصحيح خطاي برداري[4] اغتشاش سفيد و در نتيجه ساكن باشند.

- تعيين رتبه ماتريس Π يا به عبارتي تعيين تعداد بردارهاي هم تجمعي به وسيله آزمون پيشنهادي يوهانسن (۱۹۹۲) انجام مي‌شود.

اگر هدف آزمون فرضيه، تعداد بردارهاي هم تجمعي برابر با r باشد. از آماره حداكثر مقدار ويژه[5] استفاده مي‌كنيم و در صورتي كه هدف آزمون اين فرضيه باشد كه تعداد بردارهاي هم تجمعي حداكثر برابر با r است، از آماره آزمون اثر[6] استفاده مي‌نماييم.

1. Johansen
2. Augmented Dickey-Fuller
3 . Phillips Perron
4. Vector Error Correction Model
5. Maximal Eigen Value
6. Trace

جدول۱-۳ : نتايج آزمون ريشه واحد

نام متغير	مقادير اصلي		تفاضل مرتبه اول	
	با روند		بدون روند	
	DF	ADF	DF	ADF
LPSI	----	-۰/۱۶	-۳/۰۶	----
LHPI	----	-۳/۰۶	-۴/۲۷	----
LCP	----	-۳/۰۸	-۳/۳۹	----
LE	----	-۱/۲۳	-۳/۱۸	----

آماره ديكي-فولر(در سطح۹۵درصد) الف- بدون روند ۲/۹۴۴۶- ب- با روند ۳/۵۳۸۶-

خاطر نشان مي‌گردد، جهت معيار گزينش الگو مي‌توان از معيار آكا يكي (AIC)[1] و يا معيار شوارتز بيزين (SBC)[2] بازاي مقادير مختلف تعداد بردارهاي هم تجمعي محاسبه و بر مبناي مقادير آنها تعداد بردارهاي هم تجمعي را برگزيد.

$$AIC = L_T(r) - C \qquad (۴-۲)$$

$$SBC = L_T(r) - (\frac{C}{2})L_n\Pi \qquad (۵-۲)$$

كه $L_T(r)$ نمايانگر مقدار لگاريتم تابع درستنمايي در نقطه ماكزيمم بازاي r بردار هم تجمعي و C نشان دهنده تعداد پارامترهاي تخمين زده شده است.[3] بعد از انجام مراحل فوق در نهايت به برآورد نهايي الگوي تصحيح خطاي برداري مي‌پردازيم. بنابراين با توجه به مباحث فوق برآورد الگو را با آزمون ريشه واحد بر روي متغيرها آغاز مي‌كنيم.

۳-برآورد الگو

۳-۱-آزمون ريشه واحد

در روش يوهانسن داده‌ها بايد هم تجمع از مرتبه يك يا صفر باشند. بدين مفهوم كه حداكثر با يك مرتبه تفاضل‌گيري ساكن شوند. در اين راستا از آزمون ديكي فولر و ديكي فولر تعميم يافته بر اساس معادله زير استفاده مي‌كنيم:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\theta_i \Delta Y_{t-i} + \beta_2 t + \varepsilon_t \qquad (۱-۳)$$

در اين آزمون تعداد وقفه بهينه P براي معادله فوق بر اساس يكي از معيارهاي آكائيك(AIC)، شوارتز بيزين(SBC) و يا حنان كوئين(HQC) انتخاب مي‌شود. اگر تعداد وقفه پيشنهادي صفر شد، آزمون مورد نظر همان ديكي فولر بر اساس معادله زير برآورد خواهد شد:

$$\Delta y_y = \beta_1 + \beta_2 t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲-۳)$$

خاطر نشان مي‌كنيم كه چنانچه جملات اختلال داراي خود همبستگي باشند، آزمون مناسب براي خواص ايستايي سري‌ها، آزمون ديكي فولر تعميم يافته است.

نتايج آزمون براي متغيرهاي لگاريتمي فصلي مورد استفاده از دوره فصل اول سال ۱۳۷۴ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۲ در الگو كه شامل شاخص قيمت سهام (LPSI)، شاخص قيمت مسكن در تهران (LHPI)، بهاي سكه(LCP) و نرخ ارز (LE) است، در جدول (۳-۱) نشان داده شده است.

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. Schwartz Baysesian Criterion (SBC)
3 . Pesaran, M. H., B. Pesaran. (1996), Working with Microfit4: Econometric Analysis, PP: 354.

جدول۲-۳: آزمون انتخاب مرتبه بهينه

Order مرتبه	SBC شوارتز بيزين
4	۱۶۱/۴۳۹۱
3	۱۶۹/۷۹۱۶
2	۱۶۸/۰۶۱۵
1	۱۷۵/۹۸۸۳
0	-۱۳۲/۵۱۷۹

همانطور كه ملاحظه مي‌شود نتايج آزمون ريشه واحد براي تمامي متغيرها در سطح (كه بر اساس معيار شوارتز بيزين (SBC) مشخص شده است) نشان از عدم ايستايي آنها دارد.

همچنين نتايج اين آزمون نشان مي‌دهد تمامي تفاضل اول همه متغيرها ايستا مي‌باشند.

۲-۳ تعيين مرتبه بهينه

در مواردي كه تعداد مشاهدات محدود باشد در انتخاب مرتبه بهينه مدل خود همبسته برداري نبايد عدد بزرگي را انتخاب كرد (چون با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات درجات آزادي زيادي از دست داده خواهد شد) از اين رو در مدل تحت بررسي ابتدا حداكثر مرتبه را قرار مي‌دهيم. نكته‌اي كه بايد در انتخاب مرتبه بهينه مورد توجه قرار گيرد، اينست كه مرتبه بهينه بايد باندازه‌اي بزرگ باشد تا جزو اختلال معادلات تا حد امكان دچار همبستگي نشوند و ديگر اينكه پارامترهاي تخميني بيش از حد درجه آزادي از دست ندهند. اين بهينه سازي با استفاده از معيارهاي آكائيك، شوارتز بيزين و حداكثر درستنمايي انجام مي‌شود.[1]

با استفاده از معيار شوارتز بيزين براي الگوي خود همبسته برداري كه داراي متغيرهاي لگاريتم شاخص قيمت سهام (LPSI) ، لگاريتم شاخص قيمت مسكن (LHPI)، لگاريتم نرخ ارز (LE)، لگاريتم بهاي سكه(LCP) مي‌باشد، به تعيين مرتبه بهينه مدل مي‌پردازيم. نتايج مرتبه بهينه براي مدل مذكور در جدول (۳-۲) نشان داده شده است.

بر اساس معيار فوق همان طوري كه در جدول بالا نشان داده شده است، مرتبه يک را انتخاب مي‌كنيم (خاطر نشان مي‌گردد، با توجه به اينكه اين برآوردها توسط نرم افزار مايكروفيت انجام پذيرفته است، لذا مرتبه اي تعيين خواهد شد كه داراي بيشترين مقدار باشد.)[2] .

۳-۳ آزمون رتبه ماتريس

در اين قسمت به بررسي رتبه ماتريس براي الگوي مورد نظر مي‌پردازيم. بدين منظور نتايج مربوطه در جدول(۳-۳) نشان داده شده است.

با توجه به جدول فوق مي‌توان گفت كه بر اساس هر دو آزمون حداكثر مقادير ويژه و اثر، فرضيه وجود صفر بردار رد مي‌شود و فرضيه وجود يک بردار هم‌تجمعي را نمي‌توان رد كرد. بنابراين وجود يک بردار هم‌تجمعي مورد تاييد قرار مي‌گيرد.

٤-۳ برآورد مدل‌هاي غير مقيد تصحيح خطا

اين مرحله به برآورد معادله تصحيح خطا خواهد پرداخت. لازم به ذكر است كه علامت ضريب جزو تصحيح خطا در معادلات به نوعي با علامت ضريب متغير وابسته اين معادله در بردارهاي هم‌تجمعي مرتبط است ، بنحوي كه اگر ضريب بدست آمده در بردار تعادلي داراي

1. Microfit(4)

2." In application of the SBC across models, the model with the highest SBC value is chosen." Working with Microfit 4. PP:345.

جدول ۳-۳: نتايج آزمون رتبه مانريس

H_0	H_1	S	CV
λ_{max} :			
$r = 0$	$r = 1$	**۳۶/۰۸۴۷**	۲۷/۴۲۰۰
$r \leq 1$	$r = 2$	**۱۹/۱۷۹۹**	۲۱/۱۲۰۰
$r \leq 2$	$r = 3$	**۳/۰۰۴۸**	۱۴/۸۸۰۰
$r \leq 3$	$r = 4$	**۰/۲۷۹۶**	۸/۰۷۰۰
λ_{trace} :			
$r = 0$	$r = 1$	**۵۸/۵۴۹۰**	۴۸/۸۸۰۰
$r \leq 1$	$r = 2$	**۲۲/۴۶۴۳**	۳۱/۵۴۰۰
$r \leq 2$	$r = 3$	**۳/۲۸۴۴**	۱۷/۸۶۰۰
$r \leq 3$	$r = 4$	**۰/۲۷۹۶**	۸/۰۷۰۰

مقادير بحراني در سطح ۹۵ درصد محاسبه شده است.

جدول ۴-۳: نتايج تخمين مدل تصحيح خطاي متغير لگاريتم شاخص قيمت سهام

نام متغير توضيحي	ضريب	انحراف از معيار	آماره t
INTERCEPT	-۵/۵۴۱۵	۰/۹۶۳۸	-۵/۷۴۹۶
ECT1(-1)	-۰/۴۲۷۵	۰/۰۷۳۳	-۵/۸۳۰۷
R – squared : 0.4999	-----	R – Bar – Squred : 0.4852	

علامت مثبت باشد، انتظار مي‌رود علامت ECT منفي باشد و برعكس اگر ضريب بدست آمده در بردار هم‌تجمعي منفي باشد، علامت ضريب تعديل بايد مثبت باشد.[۱] جدول(۴-۳) نتايج برآورد معادله تصحيح خطا را به همراه آماره t و سطح معني داراي آن نشان مي‌دهد.[۲]

آزمون‌هاي مربوط به فروض استاندارد كلاسيك نيز به منظور اطمينان از كارايي برآورد معادله در جدول (۵-۳) انجام شده است. بطوريكه:

F_{SC}, LM_{SC} : آزمون فرضيه عدم وجود خودهمبستگي جمله پسماند الگو را نشان مي‌دهد.

F_{FF}, LM_{FF} : آزمون فرضيه تصريح فرم تابعي مدل را انجام مي‌دهد.

F_{H}, LM_{H} : آزمون فرضيه عدم وجود ناهمساني واريانس را براي هر معادله انجام مي‌دهد.

كليه آزمون‌ها در سطح اطمينان ۹۵% انجام شده‌اند.

همانطور كه ملاحظه مي‌شود نتايج آزمون‌هاي

۱. نوفرستي، محمد (۱۳۷۸)، ص ۱۱۹

۲. برآورد اين الگو توسط نرم افزار مايكروفيت انجام پذيرفته است.

جدول ۵-۳ : نتايج آزمون تشخيصي براي متغير لگاريتم شاخص قيمت سهام

آزمون	آماره	
	LM	F
SC :عدم خودهمبستگي	۴/۹۳۰۰(۰/۲۹۵)	۱/۱۹۰۱(۰/۳۳۵)
FF :تصريح فرم تابعي	۰/۹۳۶۴(۰/۶۶۰)	۰/۱۷۸۴(۰/۶۷۵)
N :نرمال بودن جملات خطا	۱/۵۵۰۱(۰/۴۶۱)	قابل محاسبه نيست
H :عدم واريانس ناهمساني	۰/۹۵۴۷(۰/۳۲۹)	۰/۹۲۶۳(۰/۳۴۳)

تشخيصي حاكي از تاييد كليه فروض فوق در سطح فاصله اطمينان ۹۵/ ۰مي‌باشد.

اكنون بعد از تاييد فروض استاندارد كلاسيك و اطمينان از كارايي برآورد معادلات به بررسي‌نتايج حاصل از تخمين مدل تصحيح خطاي متغير لگاريتم شاخص قيمت سهام مي‌پردازيم. همانطور كه ملاحظه مي‌شود ضريب جمله تصحيح خطا در سطح ۹۵ درصد معني دار بوده و اين به اين مفهوم مي‌باشد كه كليه متغيرهاي سمت راست معادله لگاريتم شاخص قيمت سهام(لگاريتم نرخ ارز، لگاريتم قيمت سكه و لگاريتم شاخص قيمت مسكن) در بلند مدت متغير وابسته(لگاريتم شاخص قيمت سهام) را توضيح مي‌دهند. ضريب جمله تصحيح خطا (ECM)سرعت تعديل به سمت تعادل را نشان مي‌دهد و انتظار مي‌رود كه از نظر علامتي منفي باشد. ميزان اين ضريب حدودا برابر ۰/۴۳ برآورد شده است كه نشان مي‌دهد در هر دوره حدود ۰/۴۳ از عدم تعادل، تعديل مي‌شود.

جزو تصحيح خطا، با يك دوره تاخير از بردار تعادلي بلند مدت وارد معادلات كوتاه مدت مي‌شود كه مقدار آن را براي اينكه بتوانيم تفسير اقتصادي از ضرايب داشته باشيم با اعمال يك قيد محدوديت، برابر واحد در نظر گرفته و بردارهاي بدست آمده را بر اين اساس به صورت زير نشان داده شده است.

$$ECT = 0.3100\ LPSI + 0.49593\ LE - 1.4570\ LCP - 0.0905\ LHPI \quad (۳-۳)$$

جدول ۶-۳: تاثير بلند مدت لگاريتم متغيرهاي ارز، سكه و مسكن برروي متغير لگاريتم شاخص قيمت سهام

متغيرها	بردار بلند مدت
LPSI	۰/۳۱۰۰(-۱)
LE	۰/۴۹۵۹۳(-۱/۵۹۹۸)
LCP	-۱/۴۵۷۰(۴/۷۰۰۱)
LHPI	-۰/۰۹۰۵(۰/۲۹۲۰)

همانطور كه ملاحظه مي‌شود در بلند مدت نرخ ارز بر قيمت سهام داراي اثر مثبت مي‌باشد و متغيرهاي قيمت سكه و مسكن داراي ارتباط منفي با قيمت سهام هستند. در مورد چگونگي تاثير اين متغيرها بر شاخص بازار سهام در بخش بعدي به آن خواهيم پرداخت.

۴ تجزيه و تحليل نتايج

۴-۱ بازارارز

علل نگهداري ارز را مي‌توان به دو دليل عمده دسته بندي كرد: يكي نگهداري ارز به عنوان تقاضاي معاملاتي و ديگري به عنوان تقاضاي سفته بازي و نگهداري آن در

سبد دارايي افراد. ايـن نـوع تقاضـاها را مـي‌تـوان ناشـي از مقبوليت بـين المللـي ايـن نـوع دارايـي و داد وسـتد آن در بازارهاي گوناگون دانست، لذا در اين بخش سعي داريـم بـا استفاده از مباني نظري اين دو ويژگي مهم، به تحليل اثـرات تغييرات قيمت ارز بر قيمت سـهام بپـردازيم. همـانطور كـه نتايج نشان مي‌دهـد، وجـود ارتبـاط منفـي ميـان نـرخ ارز و شاخص قيمت سهام حاكي از اين است كه اثرات منفي نرخ ارز بزرگتر از اثرات مثبت اين نرخ برروي شـاخص قيمـت سهام است. به طور مختصر مي‌تـوان در مـورد رابطـه مثبـت نرخ ارز با قيمت سهام عنوان كرد كـه تغييـرات در نـرخ ارز مي‌توانـد باعـث تغييـر در موقعيـت رقـابتي توليـدكننـدگان داخلي شود. بدين صورت كه بـا افـزايش نـرخ ارز، قيمـت كالاهاي خارجي به پول ملي افزايش و تقاضا براي كالاهـاي خارجي كاهش مي‌يابد. افزون بر ايـن، كالاهـاي داخلـي در خارج بنحو نسبي ارزان‌تر مي‌شود. در نتيجه حجـم واردات كاهش و در عـوض صـادرات افـزايش مـي‌يابـد. در چنـين سـناريويي در اثـر تقويـت موقعيـت رقـابتي توليـدكننـدگان داخلي، سود آنها افزايش و به همـين دليـل شـاخص قيمـت سهام نيز افزايش مي‌يابد. در بررسـي چگـونگي تـاثير منفـي نرخ ارز بر شاخص قيمت سهام بايد خاطر نشان كنيم كـه از ابعاد متفاوت اين ارتبـاط قابـل توجيـه اقتـصادي‌اسـت. اول آنكه تغييرات نـرخ ارز مـي‌توانـد باعـث تحـت تـاثير قـرار گرفتن برنامه‌هـاي توليـدي شـركت‌هـا شـود، بـه‌خـصوص شركت‌هايي كـه داراي بـدهي ارزي زيـادي هـستند. بـدين ترتيب افـزايش نـرخ ارز باعـث افـزايش حجـم سـرمايه در گردش شده (بدين مفهوم كه به منـابع مـالي بيـشتري نيـاز دارند تا بتوانند همان مقدار قبلي را توليد كنند) كـه يـا بايـد فعاليت خود را كاهش دهند و يـا اقـدام بـه تـامين مـالي از بازار سرمايه نمايند. در اين صورت با افـزايش قيمـت مـواد اوليه و ساير مـواد مـورد نيـاز شـركت‌هـا از خـارج، باعـث كاهش سود اين شركت‌ها و در نتيجه منجر به كاهش قيمـت سهام اين شركت‌ها مـي‌شـود. از طرفـي بـا بـروز نوسـانات قيمت ارز شركت‌هـا يـك ريـسك سيـستماتيك را متحمـل خواهند شدكه قاعدتا باعث كاهش قيمت سهام مـي‌شـود. از بعد نگهداري بخشي از دارايي در سبد دارايي سرمايه گـذار به‌صورت ارز مي‌توان اشاره كرد كه تفكر نگهـداري بخـشي از ثروت به‌صورت ارز، امروزه جايگاه ويژه‌اي نزد صـاحبان ثروت پيدا كرده اسـت و عمومـا بـازار ارز بـا وجـود تمـام ريـسك‌هـا و مخـاطراتش يكـي از سـودآورتـرين بـازارهـا محسوب مي‌شود. به‌دليل تعـداد عوامـل تأثيرگـذار در بـازار ارز بقاي در اين بازار نياز به استعداد ويژه‌اي بـراي اسـتفاده از فرصت‌ها و موقعيـت‌هـا دارد. نداشـتن اطلاعـات كـافي، وجود اختلاف سليقه در چگونگي استفاده از اطلاعات بـازار و در نتيجـه تجزيـه و تحليـل متفـاوت افـراد، ناهمـاهنگي انتظـارات، دخالـت‌هـاي سياسـتي بانـك مركـزي در بـازار، قوانين و مقررات ضد قاچاق و همچنين سياسـت‌هـاي بـين المللي و اقتصادي كشور از جمله عواملي هستند كه ريـسك نگهداري ارز را در سبد دارايي فرد بالا مي‌برد، لذا بـا توجـه به مباحث فوق، نگهداري ارز به عنوان يك دارايـي در كنـار ساير دارايي‌ها داراي اهميت مي‌باشد، به نحوي كه بـا تغييـر در قيمت هريك از دارايي‌ها سرمايه گذار تركيب ايـن سـبد را بنحوي تغيير خواهد داد كه حـداقل شـاخص كـل ارزش دارايي‌ها ثابت بماند و يا افزايش يابد. بنابراين بـازار ارز بـه صورت بالقوه مي‌تواند رقيبي براي بازار بورس اوراق بهـادار محسوب شود. بدين صـورت كـه نگهـداري مجموعـه‌اي از دارايي‌ها كه داراي نوساناتي در جهـت متـضاد هـم هـستند، ابزاري مناسب جهت گريـز از آسـيب نوسـانات كوچـك و كوتاه مدت در قيمت و يا بازدهي دارايي‌ها مي‌باشد، لـذا بـا توجـه بـه در نظـر گـرفتن دو دارايـي ارز و سـهام در سـبد دارايي اگـر در بـازار ارز، نـرخ ارز افـزايش يابـد، تقاضـاي

ارزکاهش خواهد یافت. در نتیجه با افزایش تقاضاي سهام مواجه خواهیم شد، که باعث افزایش قیمت سهام خواهد شد. بنابراین بین دو دارایي ارز و سهام در سبد دارایي یک ارتباط منفي وجود خواهد داشت.

۴-۲-بازار سکه طلا

سکه به‌عنوان یك دارایي تقریبا مطمئن از دیر باز توجه بسیاري را به‌خود جلب نموده است. علاوه بر تقاضا براي نگهداري این نوع دارایي براي حفظ ارزش دارایي‌هاي افراد، انگیزه‌هاي سفته بازي در بازار سکه نیز یکي از دلایلي است که تقاضاي سکه را تحت تأثیر قرار مي‌دهد. نتایج برآورد الگو حاکي از وجود یك ارتباط مثبت بین قیمت سکه و قیمت سهام مي‌باشد. اگرچه در کوتاه مدت این احتمال وجود دارد که به‌دلیل وجود انگیزه‌هاي سفته بازي و در واقع شکل‌گیري انتظارات قابل دفاع باشد (به طور مثال با افزایش قیمت سکه طلا به دلیل احتمال کاهش قیمت سکه در آتیه، سرمایه‌گذاران تقاضاي خود را براي سکه کاهش مي‌دهند و تقاضاي خود را براي سایر دارایي‌ها مانند سهام، افزایش داده که منجر به افزایش قیمت این نوع دارایي‌ها خواهد شد.). اما در پروسه زماني بلند مدت این ارتباط قابل توجیه نخواهد بود. به نظر مي‌رسد که هم‌سویي قیمت این دو دارایي از دو بعد قابل بررسي باشد: یکي اینکه قیمت طلا و سهام در برابر تغییرات ناشي از متغیر تورم مورد انتظار از خود واکنش نشان دهند. به عبارت بهتر در پروسه زماني قیمت طلا به عنوان یک دارایي با نرخ تورم مورد انتظار داراي رابطه مستقیم و مثبتي مي‌باشد و تغییر در نرخ تورم مورد انتظار با تحت تاثیر قرار دادن جریان نقد مورد انتظار بر بازده سهام و در نهایت قیمت آن تأثیر گذار مي‌باشد. محققان زیادي همچون یحیي‌زاده فر و تقوي در مطالعات خود اقدام به آزمون یك نظریه اقتصادي مبني بر در نظر گرفتن سهام به‌عنوان سپر تورمي (بدین مفهوم که رابطه بین بازده سهام و تورم مورد انتظار مثبت مي‌باشد. در واقع بازده سهام همراه با افزایش تورم مورد انتظار افزایش یافته و در نتیجه قیمت سهام نیز افزایش مي‌یابد که بدین ترتیب در جریان پدیده تورم، سهام ارزش خود را حفظ مي‌کند.) نموده اند. نتایج این مطالعات حاکي از تایید این نظریه بوده است و علت آنرا بدین ترتیب عنوان مي‌کنند که در شرایط تورمي ارزش دارایي‌هاي شرکت‌ها افزایش مي‌یابد و افزایش ارزش جاري دارایي‌ها مي‌تواند موجبات افزایش قیمت سهام را فراهم آورد. ، لذا مي‌توان یکي از عوامل اثر گذار بر همسویي تغییرات این دو دارایي، یعني سهام و سکه طلا را با متغیر سومي چون تورم مورد انتظار در ارتباط دانست. دلیل دیگري که بر اساس برخي مطالعات مي‌توان به آن اشاره کرد اینست که عدم تبعیت تغییرات قیمتي این دارایي ها از نظریه سبد دارایي مي‌توان به علت نقض فروض کارایي بازار و عدم وجود اطلاعات کامل در بازارسهام و سکه رجوع داد. (با توجه به تحقیقات متعددي که توسط افرادي چون شوشتریان(۱۳۷۵)، حجازي (۱۳۷۵) و سایرین انجام شده است، همگي بر ناکارآمد بودن بورس تهران حتي در شکل ضعیف تاکید ورزیده‌اند، که موید بحث فوق مي‌باشد.) بدین ترتیب که عدم دسترسي به اطلاعات کامل مربوط به اطلاعات قیمت‌هاي گذشته، کلیه اطلاعات عمومي انتشار یافته و اطلاعات خصوصي محرمانه باعث مي‌شود، سرمایه‌گذار سبد دارایي خود را از هر دو دارایي(سکه و سهام) جهت کاهش ریسك تشکیل دهد. به‌بیان دیگر در اقتصادي مثل اقتصاد ایران که هنوز سکه به‌عنوان یك دارایي تقریبا مطمئن در اذهان عمومي از جایگاه ویژه‌اي برخوردار است، در کنار سایر دارایي‌هاي پر بازده و غیر مطمئن (به‌دلیل عدم اطلاعات در مورد نحوه عملکرد این

بازارهـا) سـكه نيـز از اهميـت ويـژه‌اي در سـبد دارايـي برخوردار مي‌باشد.

۳-۴ بازارمسكن

سرمايه‌گـذاري در مـسكن بـه عنـوان يكـي از انـواع دارايي توجه بسياري از سرمايه گذاران را بـه خـود جلـب نموده است. تقاضا براي اين نوع دارايي تحت تأثير منـافع و هزينه‌هاي آن و همچنين عوايد ناشي از ساير دارايـي‌هـا است. بر اساس نتايج حاصل از اين مطالعه، قيمت مـسكن با شاخص قيمت سهام داراي ارتباط مستقيم و مثبـت مـي باشد. بايد اذعان كنيم كه بر اساس نظريه سبد دارايي و در نظر گرفتن رابطه جانـشيني بـين ايـن دو دارايـي، توجيـه اقتصادي اين رابطه قابل توجيه نيست. اما به‌نظر مي‌رسد از آنجا كـه در دهـه اخيـر سـرمايه‌گـذاري در بـازار مـسكن به‌عنوان يكي از سـودآورتـرين سـرمايه‌گـذاري‌هـا توجـه بسياري را به خود جلب نموده است (بـه دليـل تغييـر در نگرش خانواده ها در مورد داشتن خانه هاي مستقل و نيـز افزايش جمعيت كشور و نياز آنها بـه داشـتن سـرپناه). در اين راستا صنايع وابسته به بازار مـسكن، همچـون سـيمان نقش موثري را در بازار بورس بازي مي‌كند، لذا با مشاهده رونق در ايـن بخـش و شـدت يـافتن انتظـارات در مـورد افزايش قيمت سهام صنايع مرتبط مي‌تواند زمينـه را بـراي افزايش شاخص قيمت سهام در بازار بـورس فـراهم آورد. البته بايد خاطر نشان گردد كه اين دارايـي همچـون سـاير دارايي ها مانند طلا و سـهام، متـاثر از تغييـرات قيمتـي در بازار نيـز مـي‌باشـد و همچـون يـک سـپر تـورمي عمـل مي‌نمايد. بنابراين با توجه به مباحث مطرح شـده بـا كمـي احتياط مي‌توان وجود رابطه مثبـت بـين قيمـت مـسكن و شاخص قيمت سهام را پذيرفت.

۵- سخن آخر

به عنوان سخن آخر مي‌توان عنـوان كـرد كـه بحـث و بررسي پيرامون تاثير پذيري بازار هاي دارايي به‌رغم وجود خطاهاي احتمالي در الگوي به كار گرفته شده، نتـايج ايـن بررسي همچون ساير مطالعات انجام شده حـاكي از تـاثير پذيري بازار سهام تهران از ساير بازارها همچون ارز، طـلا و مسكن مي‌باشد. توصـيه‌اي را كـه مـي‌تـوان بـه تـصميم گيران و سياستگزاران راهبردي ايـن بـازار ارايـه داد، ايـن است كه مي‌بايست علاوه بر توجه بـه مكـانيزم و شـرايط دروني بازار با تحت نظـر قـرار دادن تغييـرات مـستمر در ساير بازارها همواره با بكـارگيري راه‌حـل‌هـاي جديـد در رفع مشكلات در جهـت پويـايي و انعطـاف‌پـذيري بـازار كوشا باشند تا شاهد ثبات، رشد و توسعه بازار سـرمايه در ايران باشيم، لذا با توجه به تغييـر و تحـولات جـاري ايـن بازار و تاثير پذيري شديد ناشي از سياستگزاري‌هاي جديد در سطح بازارهاي داخلي و يا منبعث از تحولات جهـاني، توجه بيش از پيش بازيگران اين بازار را به شناسايي علـل تغيير و تحولات و شناخت روش‌هاي مقابله با آسيب‌هاي احتمالي حاصل از بروز تغييرات ضروري مي‌سازد.

ضميمه آماري

كليه اطلاعات آماري به كار گرفته شده در اين مقاله از منابع آماري زير گردآوري شده است:

۱-بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران، گزارش اقتصادي و ترازنامه بانك مركزي، سال‌هاي متفاوت

۲-مركز آمار ايران، آمارنامه، سال‌هاي متفاوت

شاخص قيمت سهام: شـاخص قيمـت سـهام (TEPIX)در پايان دوره.

قيمـت مـسكن: متوسـط قيمـت مـسكن در شـهر تهـران،

سال	شاخص قیمت سهام	نرخ ارز	قیمت سکه	قیمت مسکن
1374:1	897.88	4190	508378	809
1374:2	1013.4	3955	428902.33	836
1374:3	1232.42	3973	405481	995
1374:4	1549.44	4035	420655	1135
1375:1	2000.42	4184	421204	1569
1375:2	2134.42	4309	401568	1591
1375:3	1991.43	4839	413997	1645
1375:4	1936.75	4621	415059	1610
1376:1	1859.5	4825	408052	1582
1376:2	1645.98	4707	389318.33	1563
1376:3	1625.98	4841	377146.33	1519
1376:4	1653.06	5084	377916.66	1567
1377:1	1601.79	5632	404108	1540
1377:2	1527.55	6159	409336	1505
1377:3	1535.16	7057	466799.66	1601
1377:4	1537.96	8232	524958	1578
1378:1	1718.9	8703	540665	1670
1378:2	1766.35	8902	566505	1679
1378:3	1976.26	8707	612452	1805
1378:4	2206.19	8210	629150.33	1836
1379:1	2424.37	8375	627385.33	2020
1379:2	2556.96	8214	605065.66	2095
1379:3	2850.2	7987	588137.66	2329
1379:4	2978.26	8004	602081	2464
1380:1	3387.72	7996	606378	2815
1380:2	3347.72	8016	589709.66	2950
1380:3	3538.71	7999	611945.66	3498
1380:4	3758.77	7996	629703	3529
1381:1	4294.06	8002	649713	4247
1381:2	4756.68	8015	670568.33	4636
1381:3	5096.97	8026	692752.66	4940
1381:4	5062.76	8108	790605.33	5242
1382:1	6703.06	8192	816773	5393
1382:2	8993	8451	834328.33	5535
1382:3	10555.47	8377	865728	5674
1382:4	11379.37	8433	930003	5851

برحسب متر مربع. قیمت سکه طلا: قیمت هر سکه بهار آزادي در بازار تهران.

نرخ ارز: ارزش یک دلار بر حسب ریال در بازار آزاد ارز.

منابع

۱- تقوي، مهدي و امير محمد زاده، واكنش بازار سرمايه نسبت به متغيرهاي كلان اقتصادي، *پژوهشنامه اقتصادي*، شماره ٤. ، صفحه ۶۵-۱۳، زمستان ۱۳۸۱.

۲- تقوي, مهدي و محمد حسن‌جناني، بررسي رابطه هم انباشتگي بين شاخص كل قيمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و متغيرهاي كلان اقتصادي، *اقتصاد و مديريت*، شماره ٤٤ و ٤٥، صفحه ۹۰-۷۷، بهار ۱۳۷۹.

۳- سينايي، حسنعلّي، بررسي همبستگي شاخص بهاي عمده فروشي كالاها و شاخص قيمت سهام شركت‌هاي پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهشنامه علوم انساني و اجتماعي*، شماره٤، ، صفحه ۹۲-۸۱، بهار ۱۳۸۱.

٤- شوشتريان، زكيه، بررسي كارايي بازار بورس اوراق بهادار ايران،. *پايان‌نامه(كارشناسي‌ارشد)*، دانشگاه شيراز، دانشكده علوم اجتماعي، ۱۳۷٤.

۵- جوادپور، مهران، بررسي رابطه بين تغييرات شاخص‌هاي كلان اقتصادي و تغييرات شاخص قيمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران *پايان‌نامه(كارشناسي ارشد)*، دانشگاه شهيد بهشتي، دانشكده علوم اداري و مديريت، ۱۳۷۵.

۶- محمدي, تيمور ، مهدي تقوي و محمد برزنده، بررسي متغيرهاي اقتصادي اثرگذار بر شاخص قيمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ٤۰ و ٤۱، صفحه ۶۰-۳۱، مرداد ۱۳۷۸.

۷- محمد تبار كاسگري، حسن، تعيين صرف ريسك شاخص‌هاي كلان اقتصادي تاثيرگذار بر بازده سهام شركت‌هاي پذيرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران، *پايان‌نامه(كارشناسي ارشد)*، دانشگاه شيراز، دانشكده علوم اجتماعي، ۱۳۸۲.

۸- يحيي زاده‌فر، محمود و احمد جعفري صميمي، بررسي رابطه علّي بين تورم، بازده سهام و شاخص قيمت سهام در ايران: يك تحليل تجربي(۱۳۷۵-۱۳۷۰)، *مدرس*، شماره۱، صفحه ۱۵۷-۱۱۵، بهار ۱۳۷۸.

9- Bhattacharya, B., and J. Mukherjee, "Causal relationship Between Stock Market and Exchange Rate, Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance : A Case Study for India", *http://www.igidr. ac.in /~money/basabi.pdf*, 2002.

10- Chen, N. F., R. Roll., and S. A. Rosst,. Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business*,Vol. 59, PP:383-403, 1986.

11- Ciner, C, Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear Linkages, The Massachusetts Institute of Technology, 2001.

12- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, PP:1057-1072, 1981.

13- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, PP: 251-276, 1987.

14- Engsted, T., and C. Tanggaard, The Relation between Asset Returns and Inflation at Short and Long Horizons, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 12, PP:101-118, 2002.

15- Eslamloueyan, K, Stock Market Operation and Equity Price Determination in Interest-Free Banking System: The Case of Iran, In R.Wilson and M. Iqbal(eds.), *Islamic Perspectives on Wealth Creation*, Edinburgh University Press, Edinburgh, 2005.

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

17- Feldstein, M,. Inflation and the Stock Market, *American Economic Review*. Vol.70 , PP: 839-847, 1980.

18- Gjerde, Ø., and F. Saettem, Causal Relations among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy, *Journal of International Financial Markets*. Vol. 9, PP: 61-74, 1999.

19- Granger, C. W. J, Some Properties of Time Series

Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, Vol. 11, PP: 121-130, 1981.

20- Graham, F. C, Inflation, Real Stock Returns and Monetary Policy, *Applied Financial Economic*. Vol. 6, PP: 29-35, 1996.

21- Graham, M., J. Nikkinen., and P. Sahlstrom, Relative Importance of Scheduled Macroeconomic News for Stock Market Investors, *Journal of Economics and Finance*. Vol. 27, No. 2, PP: 153-165, 2003.

22- Granger, C. W. J,. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, Vol. 11, PP: 121-130, 1981.

23- Ibrahim. M. H,. Macroeconomic Forces and Capital Market Integration, *Journal of the Asia Pacific Economy*. Vol. 8, No. 1, PP: 19-40, 2003.

24- Johansen, S, Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, PP: 383-397, 1992.

25- Karamustafa, O., and Y. Kucukkale, Long-Run Relationships Between Stock Market Returns and Macroeconomic from Performance: Evidence Turkey, http://www.yakupkucukkale.com/studies/osman02.pdf , 2002.

26- Kia, A, Forward Looking Agents and Macroeconomic Determinants of the Equity Price in a Small Open Economy, *Applied Financial Economics*, Vol. 13, PP:37-54, 2003.

27- Kown, C. S., and T. S. Shin, Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns, *Global Finance Journal*, Vol. 10:1, PP: 71-81, 1999.

28- Markowitz, H, Portfolio Selection, *Journal of Finance*, Vol. 7, PP: 77-91, 1952.

29- Markowitz, H, *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*. John Wiley & Sons, New York, 1959.

30- Morelli, D, The Relationship between Conditional Macroeconomic Volatility Empirical Evidence Based on UK Data, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 11, PP:101-110, 2002.

31- Phillips, P. C. B., and P. Perron, Testing for a Unit Root in Times Series Regression, *Biometrica*. Vol. 75, PP: 335-346, 1988.

32- Poitras, M, The Impact of Macroeconomic Announcements on Stock Prices: In Search of State Dependence, *Southern Economic Journal*. Vol. 70, No.3, PP: 549-565, 2004.

33- Sharpe, W. F, Simplified Model for Portfolio Analysis, *Management Science*, Vol. 9, PP:499-510, 1963.

34- Sharpe, W. F, *Investments*. Prentice Hall, Inc, 1995.