بررسی تأثیر نوسانات شوک های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری

دکتررضا نجارزاده * مجید آقایی خوندابی** محمد رضایی پور**

چکیده

نرخ ارز و نرخ تورم همواره از متغیرهای تأثیر گذار بر شاخص قیمت سهام در بورس های معتبر دنیا بوده اند. از آن جایی که تأثیرات این متغیرها می تواند پیامدهائی همچون تغییر توزیع درآمد و تبعات رفاهی فراوانی در هر جامعه‌ای داشته باشند، بررسی و برآورد این تأثیرات حائز اهمیت است. در مطالعه حاضر سعی شده است تا اثر متغیرهای مذکور بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران[1] و رابطه تعادلی میان آن ها بررسی شود.

تجزیه و تحلیل داده های مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)[2] و توابع واکنش آنی(IRF)[3] و تجزیه واریانس(VD)[4] صورت گرفته است. دوره مورد مطالعه شامل آمار ماهانه متغیرهای مدل از فروردین ۱۳۸۲ لغایت اسفند ۱۳۸۵ می باشد. نتایج به دست آمده حاکی از این است که رابطه تعادلی بلند مدت بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای نرخ ارز واقعی و نرخ تورم معنی دار بوده و شوک های ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام در بلندمدت تأثیر منفی و در کوتاه مدت تأثیر مثبت دارند. البته تاثیر شوک های ناشی از نرخ تورم بر بازده واقعی سهام از شوک های ناشی از نرخ ارز شدیدتر می باشند.

واژگان کلیدی: شاخص قیمت سهام، شوک های ارزی و قیمتی، خودرگرسیون برداری

طبقه بندی jel: F33,P18

[1] . Tehran Stock Exchange Price Index
2. Vector Auto Regressive
[3] . Impulse Rspone Function
[4] . Variance Decomposition

* عضو هیئت علمی دانشگاه تربیت مدرس
** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

۱- مقدمه

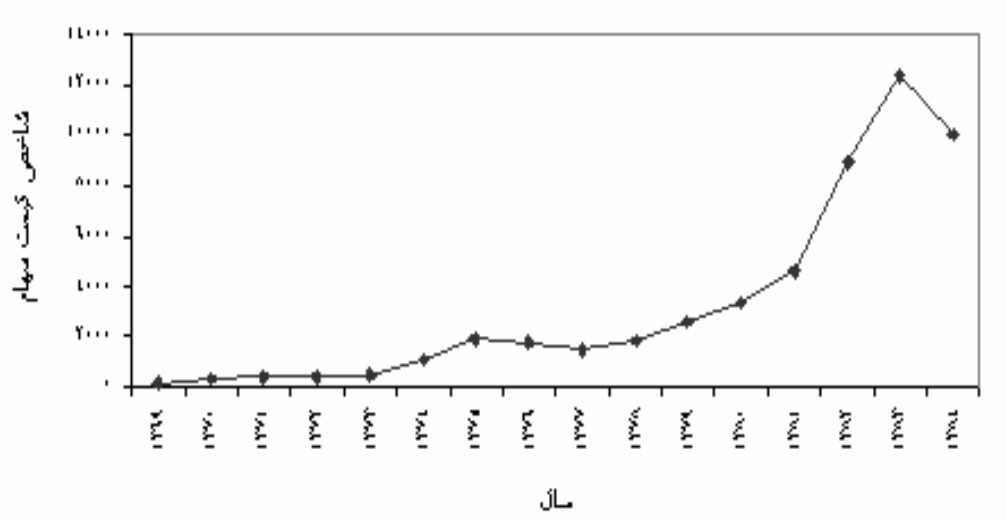
از ویزگیهای یک حرکت متداول به سوی توسعه اقتصادی پایدار، بدست آوردن منابع لازم برای مجموعه فعالیت های اقتصادی با تجهیز منابع پس اندازی موجود در اقتصاد ملی می باشد. در دهه های اخیر نقش بازار سرمایه و گسترش بازارهای مالی ارتباط نسبتاً بالایی با رشد اقتصادی کشورها داشته است. کشورهایی همچون آمریکا، ژاپن، انگلیس، کره جنوبی، سنگاپور و... از این بازارهای مالی و مشخصاً بورس اوراق بهادار در جهت توسعه و رشد اقتصادی استفاده های فراوان برده اند(Ben naceur & Ghazouani, ۲۰۰۷). از مهمترین عوامل موثر در افزایش سرمایه گذاری و رشد و توسعه اقتصادی، داشتن بازارهای مالی قوی و کار آمد همراه با سازمان های مالی مناسب و فعال در این بازارهاست.

بازار بورس اوراق بهادار از اجزاء تشکیل دهنده بازار مالی می باشد و به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن می باشد. چنانچه این بازار رابطه منطقی با سایر بخشها نداشته باشد، معضلات و کاستی هایی در عملکرد آن پیش خواهد آمد. رکود و رونق بازارهای بورس نه تنها اقتصاد ملی، بلکه اقتصاد جهانی را نیز می تواند تحت تأثیر قرار دهد. (Eizaguirre & Biscarri & Hidalgo, ۲۰۰۴).

در بورس های معتبر دنیا شاخص های متنوعی برای بررسی و تجزیه و تحلیل عملکرد این بورسها مورد محاسبه قرار می گیرند. اولین شاخص استفاده شده در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمتی سهام می باشد که خود این شاخص از روشهای متفاوتی به دست می آید. مهمترین دلیل تفاوت در شاخص های مختلف اهمیت دادن به برخی مسایل خاص از جمله تعداد شرکتها یا حجم معاملات در این شاخص هاست. شاخص قیمتی سهام همواره تحت تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ تورم و نرخ ارز در دوره های مختلف قرار داشته است و رکود و رونق اقتصادی بورس اوراق بهادار را به شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد.

بازار بورس اوراق بهادار تهران، علی رغم قدمت حدود ۳ دهه، به دلایل مختلف افت و خیزهای فراوان داشته و دوره های متفاوتی از رونق ورکود را تجربه کرده است. همانطور که در نمودار (۱) مشاهده می شود، از سال ۱۳۶۹ تا سال ۱۳۷۵ روند شاخص قیمت سهام همواره صعودی بوده است. از نیمه دوم سال ۱۳۷۵ تا اوایل ۱۳۷۸ حرکت این شاخص نزولی بوده لیکن پس از این دوره مجدداً روندی صعودی را طی کرده است. با شروع نیمه دوم ۱۳۸۰ تا حدودی قیمت سهام کاهش یافته است. این کاهش با افزایش بالای شاخص سهام در ماههای بعد جبران شده و شاخص قیمت با شتاب کم نظیری افزایش یافته است. در شهریور ۱۳۸۱ دوباره شاخص قیمت سهام روند نزولی پیدا کرده و در اواخر سال ۱۳۸۱ یک افت شدید قیمت در این شاخص مشاهده می شود. در مجموع در طی این دوره شاهد یک روند افزایشی در شاخص قیمت سهام بورس تهران بوده ایم.

نمودار ۱- روند تغییرات شاخص قیمت سهام(TEPIX)



منبع داده ها : سازمان بورس اوراق بهادار تهران

در این مطالعه تأثیر نرخ تورم و نرخ ارز واقعی و شوک های حاصل از این متغیرها در کوتاه مدت و بلندمدت بر شاخص قیمت سهام بورس تهران با استفاده از داده های ماهیانه متغیرهای مذکور طی دروه زمانی فروردین ۱۳۸۲ تا اسفند ۱۳۸۵ تجزیه و تحلیل و بررسی می شود. برای این منظور ابتدا به ادبیات مربوط به شاخص قیمت سهام و تأثیر تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام پرداخته می شود و سپس به تخمین و تحلیل الگوی مورد بررسی با استفاده از تکنیک خودرگرسیون برداری و بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای مدل می پردازیم.

۲- شاخص قیمت سهام

متداول ترین نقطه شروع برای سرمایه گذاران در موقع خرید سهام بررسی روند تغییرات قیمت سهام می باشد. این قیمت تحت تاثیر دو عامل قرار دارد: نخست عواملی که بر یک سهم بخصوص تاثیر می گذارند و دیگری عواملی که بر کل بازار سهام اثر خواهند گذاشت. در بازار سرمایه عامل دوم به نام ریسک بازار شناسایی می شود. شاخصهای قیمت سهام و بهتر از آن تغییرات این شاخصها، بیان کننده درجه ریسک این شاخصها در بازار سرمایه خواهند بود. (دوانی،۱۳۸۲،ص۱۱۷).

رسمی ترین شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۶۹ با نام اختصاری تیپکس (TEPIX) محاسبه گردیده است. امروزه نیز در سطح بین المللی این شاخص با نام اختصاری خودش شناخته شده است. این شاخص بر اساس قیمت جاری سهام محاسبه می شود وچون تاکید بر قیمت های جاری بیشتر می باشد این شاخص با استفاده

از فرمول لاسپیرز[1] بدست می آید. در این روش ارزش جاری کلیه متغیرهایی که عناصر اصلی محاسبه شاخص می باشند بر ارزش این متغیرها در سال پایه تقسیم می گردد:

$$TEPIX = \frac{\text{کل ارزش روز سهام منتشره شرکتهای پذیرفته شده}}{\text{کل ارزش پایه سهام منتشره شرکتهای پذیرفته شده}} \times ۱۰۰$$

در این معادله صورت کسر مجموع حاصلضرب تک تک سهام منتشره شرکتهای پذیرفته شده در بورس در آخرین قیمت سهام و یا به عبارتی جمع کل ارزش بازار می باشد. در بازار سرمایه به اصطلاح فوق *Market Capitalization* اطلاق می گردد. سال پایه در محاسبه شاخص قیمت سهام تهران سال ۱۳۶۹ می باشد. مخرج کسر نیز کل ارزش پایه سهام منتشره شرکتهای پذیرفته شده در بورس را نشان می دهد که از حاصل ضرب تک تک تعداد سهام منتشره شرکتهای عضو در قیمت پایه (۱۳۶۹/۱/۱) بدست می آید[2]. در مواردی چون ورود شرکت جدید، خروج شرکت، افزایش سرمایه ناشی از حق تقدم(از محل آورده نقدی یا مطالبات سهامداران) و ادغام شرکتها، ارزش پایه در فرمول بالا باید اصلاح شود.

ویژگی های شاخص تپیکس (TEPIX) عبارتند از:

۱- جامعیت : شاخص فوق بر اساس تمامی سهام پذیرفته شده در بورس تهران محاسبه می شود لذا از جامعیت بالایی بر خوردار است.

۲- موزون بودن: دومین ویژگی این شاخص موزون بودن آن می باشد به این معنی که قیمت هر یک از سهام در تعداد سهام منتشره آن شرکت ضرب و در محاسبات شاخص منظور می شود. در نتیجه تغییرات سهام بر اساس

---

[1]. Laspeyers Price Index.

[1] . نحوه محاسبه دقیقتر این شاخص با نمادهای ریاضی به صورت زیر است:

$$TEPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{it} \times Q_{it}}{\sum_{i=1}^{n} P_{io} \times Q_{io}} Base\ Value$$

در این رابطه:

n، تعداد شرکت های پذیرفته شده i، از ۱ تا n می باشد t، زمان محاسبه شاخص o، سال پایه P_{it}، قیمت سهام شرکت رتبه i در زمان t Q_{it}، تعداد سهام منتشره شرکت رتبه i در زمان t P_{io}، قیمت سهام شرکت رتبه i در زمان o Q_{io}، تعداد سهام منتسره شرکت رتبه i در زمان o $Base\ Value$، عدد ۱۰۰

لازم به ذکر است که در زمان تاریخ مبنا (t0) ، $Q_{it} = Q_{io}$ می باشد و از فرمول محاسباتی شاخص لاسپیرز استفاده مس شود ولی به تدریج با افزایش سرمایه و تغییرات ناشی از تجزیه یا تجمیع سهام، تعداد سهام تغییر خواهد نمود. با توجه به این نکته که با افزایش تعداد سهام قیمت سهام کاهش خواهد یافت لذا حاصلضرب در صورتی که قیمت سهام به حد تعادلی برسد تغییر نخواهد کرد.

تعداد سهام منتشره آنها، در شاخص قیمت تأثیر مثبت یا منفی خواهد گذاشت. هر قدر تعداد سهام بیشتر باشد تأثیر تغییر قیمت روی شاخص بیشتر خواهد بود و بالعکس.

۳- در دسترس بودن: با نصب سخت افزار لازم و به تبع آن نرم افزار مناسب امکان دسترسی به این شاخص به صورت لحظه ای فراهم و از طریق شبکه کامپیوتری در اختیار علاقه مندان به صورت مستقیم (On-line) قرار می گیرد.

۳- آثار تورم بر بازار سهام

یکی از نظریه های اساسی که جهت بدست آوردن چارچوب نظری رابطه شاخص قیمت سهام و نرخ تورم مطرح است، نظریه اساسی فیشر است. این نظریه بیان می کند که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می شود.

$$R_t^r = R_t^n - PP_t \qquad (۱)$$

در معادله بالا، R_t^r، نرخ بهره حقیقی R_t^n، نرخ بهره اسمی و PP_t، نرخ تورم است. فیشر رابطه بالا را برای شاخص قیمت سهام و بازدهی آن نیز به صورت زیر بیان می کند(Jakob.B , ۲۰۰۲):

$$S_t^r = S_t^n - PP_t \qquad (۲)$$

که در این معادله S_t^r، بازدهی حقیقی سهام و S_t^n بازدهی اسمی سهام است. بازدهی اسمی سهام نیز برابر است با نرخ تغییر قیمت سهام که به صورت $S_t^r = dLnPS_t$ نشان داده می شود. PS_t نرخ تغییر سهام است. با توجه به این معادلات فیشر مدل اقتصاد سنجی زیر را جهت بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازدهی و شاخص قیمت سهام معرفی کرد(Jakob.B , ۲۰۰۲):

$$S_t^r = \alpha_0 + \alpha_1 PP_t + U_t \qquad (۳)$$

علاوه بر مدل اساس فیشر، مدل ارزشیابی قیمت داراییها ($P_t = \frac{d}{r}$) را نیز جهت تجزیه و تحلیل اثر تورم بر قیمت و بازدهی سهام می تواند مورد استفاده قرار گیرد. در رابطه فوق P_t قیمت سهام در ابتدای دوره t، d سود مورد انتظار تا پایان دوره مورد انتظارو r نرخ واقعی بازدهی (سود سهامداران) می باشد(دوانی، ۱۳۸۲، ص ۵۲).

این مدل نشان می دهد که قیمت یک سهم یا ارزش حال تمام عایدی های آن متاثر از سود مورد انتظار و نرخ بازده واقعی می باشد. با استفاده از این مدل قیمت سهام شرکتهایی که دارای بدهی بلند مدت نمی باشند را با توجه به عایدی ثابت (سود سهام) می توان محاسبه نمود. همچنین با استفاده از این مدل می توان اثر تورم بر قیمت اسمی سهام را مشخص نمود. اگر قیمت اسمی سهام متناسب با افزایش سطح عمومی قیمتها افزایش یابد شاخص واقعی قیمت سهام ثابت باقی می ماند. به عبارت دیگر درآمدها و هزینه های بنگاه دقیقاً به میزان نرخ تورم افزایش یافته و به تبع آن سود عایدی اسمی نیز به همان میزان افزایش می یابد. در واقع عایدی واقعی بدون تغییر

باقی می ماند اگر تورم را با π نشان دهیم، مدل قیمت اسمی سهام را می توان به این صورت بازنویسی کرد:

$$p_T = \frac{d(1+\pi)}{r} \qquad (۴)$$

در اینجا قیمت اسمی سهام با نرخی برابر با تورم افزایش می یابد در حالیکه قیمت واقعی سهام ثابت می باشد. در یک دوره قیمت سهام تقریباً به اندازه $(r+\pi)$ افزایش می یابد. قیمت یک مجموعه سهام می تواند با تغییر سرمایه شرکت، نرخ حقیقی بازده سهام و نیز انتظارات سهامداران بر اثر تورم تغییر یابد. (*Aygoren* ۲۰۰۴ (*Saritas Hakan & Hakan,*

۴- آثار نرخ ارز بر بازار سهام

بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید[1](*PPP*) ، تغییرات نرخ ارز از طریق سطح عمومی قیمتهای نسبی بین دو کشور تعیین می شود. این ارتباط با فرض اینکه مقدار کالاهای سبد ثابت باشد، همیشه برقرار خواهد بود. بنابراین تنها راه تغییر قیمت سبد بازار، تغییر قیمت کالاهاست. در نتیجه تغییر سطح قیمتها بیانگر نرخ تورم است. بنابراین تغییرات نرخ تورم، بر اساس تئوری برابری قدرت خرید، موجب تغییرات نرخ ارز خواهد شد. تغییرات نرخ ارز وقدرت خرید پولها در مقایسه با یکدیگر، اهمیت و شدت تأثیرگذاری نوسانات نرخ ارز در اوضاع اقتصادی هر جامعه را روشن می سازد. از طرف دیگر بازارهای پولی بین المللی نیز برای مقابله با این ریسک سیاستهائی را به کار می بندند. همانطور که گفته شد بر اساس فرضیه *ppp* تغییرات نرخ ارز بر قیمت تمام شده کالاها و سرمایه گذاری شرکتهای پذیرفته شده در بورس اثر می گذارد. طبق این تغییرات نرخ ارز از طریق تغییر سطح عمومی قیمتهای نسبی دو کشور تعیین می شود. حال اگر بخواهیم این ارتباط را معکوس ببینیم، تغییرات نرخ ارز بیانگر تغییرات در نسبت سطح عمومی قیمتهای دو کشور خواهد بود. از طرف دیگر براساس مدل فاما[2] چون تغییرات لگاریتم نرخ ارز برابر است با تفاوت تغییر در لگاریتم شاخص قیمت خارجی و داخلی، لذا اگر نرخ ارز نوسان داشته باشد، باید نسبت شاخص خارجی به شاخص داخلی نیز دچار تغییر شود. (Poitras, ۲۰۰۴)

همچنین از آنجایی که نرخ ارز همانند پول نقد، سپرده بانکی و سهام در سبد دارایی سرمایه گذاران قرار می گیرد، تأثیرات نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام را می توان در چارچوب تئوری نگهداری دارایی در سبد سرمایه گذاری یا همان تئوری پورتفولیو بررسی کرد. تغییرات هر کدام از دارایی های موجود در سبد دارایی ها نظیر پول نقد، سهام، سپرده بانکی، نرخ ارز و غیره تقاضا برای سهام در این بازار را تحت تأثیر قرار داده و متعاقب آن باعث تغییر قیمت سهام می شوند. از آن جایی که نرخ ارز از جمله دارایی های نامطمئن و ریسکی محسوب می شود تغییرات این متغیر را در چارچوب مدل مارکویتز[3] می توان بررسی کرد. (Sharpe , ۱۹۹۵)

---

[1] .Purchasing power parity hypothesis

2. Fama

3 . Markowitz

تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به عنوان یک عامل کیفی محسوب می شد تا اینکه با تلاش های مارکویتز[۱] ریسک کمیت پذیر شد و انحراف معیار جریان های نقدی طرح های سرمایه گذاری در شرایط مختلف به عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی گردید. نظریه مارکویتز منشأ پیدایش تئوری سبد دارایی ها گردید. وی فرض کرد که سرمایه گذاران الزاماً در پی به حداکثر رسانیدن بازده مورد انتظار نیستند زیرا اگر آنها به دنبال دستیابی به حداکثر بازده مورد انتظار بودند تنها دارایی را انتخاب می کردند که از بیشترین بازده مورد انتظار برخوردار باشد. اما در عمل سرمایه گذاران دارای سبدی از مجموعه اوراق بهادار هستند و می توان گفت افراد بر مبنای بازده مورد انتظار (میانگین بازده) و انحراف معیار(مجذور واریانس)، سرمایه گذاری های مختلف را مقایسه و از بین آنها انتخاب می کنند. اگر سرمایه گذاران ریسک گریز باشند و دو سبد دارایی وجود داشته باشد که از تمام جنبه ها به غیر از انحراف معیار با هم برابر باشند، آن سرمایه گذاری انتخاب می شود که انحراف معیار کمتری دارد. حال با توجه به اینکه نرخ ارز یکی از اجزاء همراه با ریسک سبد دارایی است، بر اساس مدل مارکویتز تغییرات این دارایی می تواند بر تقاضای آن تأثیر گذاشته و متعاقباً باعث تغییر قیمت سهام شود زیرا با توجه به صادراتی و وارداتی بودن شرکت ها و میزان وابستگی آنها به نرخ ارز، افزایش یا کاهش نرخ ارز می تواند تأثیرات متفاوتی بر منابع پذیرفته شده در بورس و شرکتها بگذارد. با پائین آمدن نرخ ارز بهای تمام شده محصولات کاهش می یابد و در نتیجه حاشیه سود و سود هر سهم افزایش خواهد یافت و متعاقب آن قیمت سهام شرکت نیز بالا خواهد رفت. با افزایش قیمت سهام شرکتها شاخص کل قیمت سهام نیز دستخوش تغییر می شود. (*Bhattacharya and Mukherjee,* ۲۰۰۲)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

[۳] . مدل مارکویتز به صورت زیر است:

Minimize: $-\lambda E_p + V_p$

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

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

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

λ، درجه ریسک گریزی سرمایه گذار E_p، عایدی مورد انتظار سبد دارایی V_p، ریسک سبد دارایی X_i، بخشی از بودجه کل که به سرمایه گذاری iام اختصاص یافته است. X_i، بخشی از بودجه کل که به سرمایه گذاری iام اختصاص یافته است. E_i، عایدی مورد انتظار طرح iام $COV(i,j)$، کواریانس سرمایه گذاری i با سرمایه گذاری j.

۵- مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

(Phylaktis & Ravazolo,۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای به بررسی پویایی های نرخ ارز و شاخص قیمت سهام کشورهای حوزه پاسیفیک با استفاده از بکارگیری روش آزمون علیت چند متغیره گرنجر[1] برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد که شاخص بازار سهام در این کشورها به طور مثبتی با تغییرات نرخ ارز در ارتباط است و از آن تأثیر می پذیرد. آنها همچنین با استفاده از یک رگرسیون بازگشتی[2] نشان دادند که بحران های مالی تأثیر موقتی بر هم حرکتی بازار سهام و بازار ارز در این کشورها دارد.

(Jeong Kim & Gon Kim & Cen, ۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان " تأثیرعوامل کلان اقتصادی و غیر اقتصادی بر بازدهی سهام هتل"، به بررسی تأثیر عوامل مختلف اقتصادی و غیر اقتصادی تأثیر گذار بر شاخص قیمت و بازدهی سهام شرکت های هتل تایوان با استفاده از داده های ماهیانه، طی دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۹ تا آگوست ۲۰۰۳ پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که از بین عوامل اقتصادی چون عرضه پول، نرخ رشد تولیدات صنعتی، تورم انتظاری، نرخ بیکاری و نرخ ارز فقط عرضه پول و نرخ بیکاری بر شاخص قیمت سهام هتل و بازدهی آن تأثیر معنی دار دارند. از طرف دیگر تمام عوامل غیر اقتصادی بررسی شده مانند انتخابات ریاست جمهوری، جنگ سال ۲۰۰۳ عراق، شیوع بیماری سارس، حوادث بزرگ ورزشی، بحران های مالی آسیا و حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر تأثیر معنی دار بر شاخص قیمت سهام هتل در تایوان دارند.

(Saritas Hakan & Aygoren Hakan,۲۰۰۴)، به طور مشترک در مطالعه‌ای نشان دادند که رابطه معکوسی بین شاخص قیمت سهام و بازدهی آن با تورم در سالهای ۱۹۹۲ الی ۲۰۰۲ در کشور ترکیه وجود داشته است. این دو نفر با هدف بررسی همه جانبه تأثیر تورم بر فعالیتهای بورس استانبول، عملکرد بازدهی واقعی سهام را در مقابل تغییرات تورمی در ترکیه، مورد بررسی قرار دادند.

(Osman & Yacup,۲۰۰۴)، در مطالعه مشترکی به بررسی عملکرد شاخص های کلان اقتصادی و بازدهی واقعی سهام پرداخته‌اند. در این مطالعه کارایی واقعی بورس اوراق بهادار ترکیه با در نظر گرفتن شاخصهای کلان اقتصادی از جمله عرضه پول، نرخ ارز و تراز تجاری، بااستفاده از مدل انگل– گرنجر و جوهانسون – جوسیلیوس بررسی شده است. نتایج این بررسی حاکی از آن است که در ترکیه متغیرهای اقتصادی فوق الذکر نقش قابل توجهی در جهت دادن به تغییرات شاخص قیمت سهام بورس نداشته و رابطه منظمی بین شاخص قیمت سهام و شاخصهای کلان اقتصادی در کشور ترکیه مشاهده نشده است. علاوه بر این مشاهده شد که قیمت سهام در ترکیه تحت تأثیر انتظارات آتی سهامداران از مجموع عوایدی سهام آنها در دوره‌ای می باشد که این سهام را در اختیار دارند.

---

[1] . multivariate Granger causality tests
[2] . recursive estimation

(Wongbangpo & Sharma, ۲۰۰۲)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "بازار سهام و پویایی های اقتصاد کلان: ۵ کشور عضو آسه آن"، به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. آنها در این مطاله تأثیر متغیرهای GNP، شاخص قیمت مصرف کننده، عرضه پول، نرخ بهره و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام ۵ کشور اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعات آنها نشان داد که تمام این متغیرهای اقتصادی تأثیرات کوتاه مدت و بلند مدت بر این شاخص دارند. شاخص قیمت سهام نیز بر این متغیرها تأثیرات کوتاه مدت و بلند مدت دارند.

(Sadorsky, ۲۰۰۲)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "عوامل کلان اقتصادی تأثیر گذار بر نوسانات شاخص قیمت سهام"، با استفاده از داده های ماهانه و روزانه طی دوره زمانی ژوئن ۱۹۸۶ تا دسامبر ۲۰۰۰، به بررسی تأثیرعوامل کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام تکنولوژی آمریکا پرداخت. یکی از ویژگیهای این مطالعه بررسی ارتباط بین شوک های نفتی و شوک های قیمتی و شاخص سهام تکنولوژی بود. نتایج حاصل از این مطالعه ارتباط مثبت و معنی دار این شوک ها بر شاخص قیمت سهام تکنولوژی در امریکا را تأئید کرد.

(Zhong Maosen & Chopin Marc, ۲۰۰۰)، در مطالعه‌ای با بکارگیری مدلهای مربوط به بازدهی سهام و تورم، از جمله مدل ای جی لنتنر ۱۹۷۵، فاما ۱۹۸۱، فاما - گیبونس۱۹۸۲، گسکه رول ۱۹۸۳، و در نهایت یوهانسون – جوسیلیوس۱۹۹۴، برای چندین کشور توسعه یافته و در حال توسعه، نشان دادند که رابطه بین بازدهی واقعی سهام و نرخ تورم در دوره پس از جنگ جهانی دوم منفی بوده است[1].

(chang Won, ۱۹۹۴)، در تحقیقی به بررسی بازار سهام در کره جنوبی پرداخته است. وی به این نتیجه رسیده است که در دوره مورد مطلعه ارتباط قابل توجهی بین قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی به تنهایی مشاهده نشد لیکن بین ترکیبی از متغیرها شامل نرخ ارز، تراز تجاری، عرضه پول و شاخص تولید قیمت سهام ارتباطی بلند مدت و هم انباشتگی مستقیمی وجود دارد.

مصطفی کریم زاده(۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس تهران با متغیرهای کلان پولی با استفاده از نظریه پورتفولیو و تئوری اساسی فیشر برای دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۶۹ تا اسفندماه ۱۳۸۱ پرداخت. وی در این مطالعه به منظور برآورد مدل تصریح شده خود از روش خودرگرسیون برداری با وقفه های توضیحی(ARDL[2]) استفاده کرد و دریافت که شاخص قیمت سهام بورس تهران با نقدینگی رابطه‌ای مثبت و ارتباط این شاخص با نرخ ارز حقیقی و نرخ سود واقعی بانکها منفی است.

اسماعیل ابونوری و گلاله مشرفی(۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده های سری زمانی ماهیانه و روش خود توضیح وقفه با وقفه های توزیعی (ARDL) به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و قیمت

[1] Stock Returns, Inflation and the Macro economy-2000

[2] .Auto Regressive Distributed Lag

نفت با شاخص سهام صنعت پتروشیمی ایران پرداختند. مطالعه آنها نشان می دهد که متغیرهای نرخ تورم، قیمت نفت و نرخ ارز واقعی رابطه مثبت و معنی داری با شاخص سهام صنعت پتروشیمی دارند.

کریم اسلاملوییان و هاشم زارع(۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای با بکارگیری الگوی خودهمبسته با وقفه های توزیعی و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای لوکاس، تأثیر برخی از متغیرهای اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بورس تهران را با استفاده از داده های فصلی از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۲ بررسی کردند. نتایج حاصل از این مطالعه رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای دیگر را نشان می دهد. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه نسبت شاخص قیمت داخل به خارج، قیمت نفت، شاخص قیمت مسکن و بهای سکه تأثیر مثبت و نرخ ارز و حجم پول تأثیری منفی بر شاخص قیمت سهام دارند. شاخص تولیدات صنعتی نیز بر رفتار قیمت سهام بی تأثیر است. بر اساس برآورد الگوی تصحیح خطا نیمی از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می گردد.

هاشم زارع و زینب رضایی(۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بازارهای ارز، سکه و طلا بر شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها در این مطالعه با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری و با استفاده از داده های فصلی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲ به این نتیجه رسیدند که متغیرهای شاخص قیمت مسکن و بهای سکه با شاخص قیمت سهام رابطه مثبت و بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام رابطه منفی و معنی دار وجود دارد. بر اساس برآورد الگوی تصحیح خطا در این تحقیق ۳۳ درصد از عدم تعادل در هر دروه تعدیل می شود.

حسن قالیباف اصل(۱۳۸۱)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز پرداخت. وی در این مطالعه با توجه به داده های شش ماهه بازده سهام(ناشی از تغیر شاخص قیمت سهام شرکت ها)، نرخ ارز و بازده سهام شاخص بازار برای دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ به این نتیجه رسید که درصد تغییرات نرخ ارز اثر منفی بر بازده سهام اما تغییرات نرخ ارز، با یک وقفه زمانی، اثری مثبت بر بازده سهام شرکتها دارند.

همان گونه که نتایج تحقیقات انجام شده نشان می دهد رابطه نرخ تورم ونرخ ارز با شاخص قیمت سهام و بازدهی آن متفاوت است. در برخی از کشورها، این متغیرها رابطه مثبت و در برخی دیگر رابطه منفی بر بازدهی سهام دارند و البته درتعداد دیگری، رابطه معنی داری بین این متغیرها و بازدهی سهام وجود ندارد. لذا می توان به این نتیجه دست یافت که هنوز اجماع نظری در مورد این رابطه میان محققین مختلف وجود ندارد. لذا در این مقاله تلاش می شود تا رابطه میان شوک های ناشی از نرخ ارز و نرخ تورم با بازده واقعی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به داده های ماهیانه، طی سال های ۱۳۸۲تا ۱۳۸۵ مورد آزمون تجربی قرار گیرد.

۶- داده ها، مدل و تخمین مدل

۶-۱- ارائه مدل و توضیح متغیرها

در این بخش با توجه به مبانی نظری موجود و مطالعات انجام شده قبلی، ابتدا به طور مختصر به معرفی متغیرهای مدل می پردازیم و سپس با استفاده از داده های ماهانه (فروردین ماه ۱۳۸۲ لغایت اسفندماه ۱۳۸۵)، به بررسی ایستایی متغیرها و سپس برآورد آزمون های همگرایی و بردار همگرایی و بررسی پویایی کوتاه مدت و پیش بینی با استفاده از توابع تجزیه واریانس و عکس العمل آنی سه متغیر شاخص قیمت کل بورس اوراق بهادار تهران، نرخ تورم و نرخ ارز می پردازیم. با توجه به مبانی نظری موجود و مطالعات گذشته مدل مورد بررسی در این پژوهش به صورت زیر است:

$$LTPX = f(LPP, LRER, LPP(-t), LRER(-t)) \qquad (۵)$$

$$t = 1,2,3,..$$

که درآن:

LTPX : لگاریتم شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. آمار مربوط به این متغیر از سازمان بورس اوراق بهادار تهران و آمارهای منتشره توسط بانک مرکزی گردآوری شده است.

LPP : لگاریتم نرخ تورم. آمارهای نرخ تورم به صورت ماهانه از آمارهای منتشره توسط بانک مرکزی گردآوری شده است.

LRER : لگاریتم نرخ ارز حقیقی. آمار مورد نیاز برای محاسبه این متغیر از مجموعه آماری بانک مرکزی و مجموعه آمارهای مالی بین المللی(IFS)[1] گردآوری شده است.

t : نشان دهنده تعداد وقفه های بهینه مدل می باشد.

نرخ ارز حقیقی در این تحقیق با استفاده از رابطه زیر محاسبه می شود.(مصطفی کریم زاده، ۱۳۸۵)

$$RER = \frac{ER.CPIUSA}{CPI} \qquad (۶)$$

که در این رابطه:

ER، نرخ ارز رسمی بازار آزاد

$CPIUSA$، شاخص قیمت مصرف کننده آمریکا(۱۰۰=۲۰۰۰)

CPI، شاخص قیمت مصرف کننده ایران(۱۰۰=۱۳۸۱)

به منظور تخمین مدل های VAR، ابتدا باید ایستایی متغیرها بررسی و تعداد وقفه های بهینه مدل نیز انتخاب شود. در مورد اهمیت ایستایی متغیرها می توان گفت اگر همه متغیرها ایستا باشند در آن صورت استفاده از یک

[1] . International Financial Statistics

مدل VAR ساده مناسب خواهد بود ولی اگر متغیرها ناایستا باشند باید از یک مدل VAR نامقید با متغیرهای تفاضل گیری شده استفاده کرد که در این صورت اطلاعات بلندمدت بین متغیرها مدل ازبین می رود و باعث کاهش کارآیی تخمین با نمونه های محدود می شود. مسئله دیگری که در مدل های VAR باید مدنظر قرار داد، پیدا کردن وقفه های بهینه مدل با توجه به حجم نمونه و تعداد متغیرها است. تعیین مناسب تعداد وقفه های بهینه به دلیل اینکه با افزایش هر وقفه، تعداد متغیرهای تخمینی در الگو با توان دوم تعداد متغیرها افزایش می یابد و درجه آزادی سیستم را کاهش می دهد یکی از مراحل ضروری در تخمین مدل های VAR است.

۶-۲- آزمون ایستایی[1](ریشه واحد)

مدل سازی اقتصاد سنجی با استفاده از سری های زمانی به روش های سنتی و معمول، مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای سری زمانی است. بر این اساس عموما فرض می شود که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و کوواریانس بین هر دو مقدار از متغیر سری های زمانی تنها بستگی به فاصله زمانی بین آنها دارد. لیکن متغییرهای کلان اقتصادی اغلب حاوی یک روند تصادفی(ریشه واحد) هستند که با تفاضل گیری روند مذکور حذف می شود. از آنجا که حضور چنین روندی، تخمین و استنباط های آماری را غیر معتبر می سازد، لذا اولین گام برای تحلیلهای اقتصاد سنجی، ساکن نمودن متغییرها است. روند تصادفی متغیرها (ریشه واحد)، با استفاده از آزمونهای ریشه واحد مشخص می گردد. برای بررسی ایستایی متغیرها در مطالعه حاضر از آزمون های ریشه واحد تعمیم یافته دیکی فولر[2] و فیلیپس _ پرون(PP)[3] استفاده شده است. همانطور که در جدول (۱) مشاهده می شود، بر اساس آزمون دیکی فولر، چون قدر مطلق این آماره از مقادیر بحرانی در هر سه سطح ۱۰درصد، ۵ درصد و ۱ درصد بزرگتر است لذا متغیرهای مدل در تمام درجات اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد ایستا هستند.

جدول۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر

متغییر	آماره دیکی- فولر	مقادیر بحرانی		
		٪۱	٪۵	٪۱۰
RR	**-۱۲/۱۷**	**-۲/۶۲**	**-۱/۹۴**	**-۱/۶۲**
CPI	**-۱۰/۳۳**	**-۲/۶۲**	**-۱/۹۴**	**-۱/۶۲**
RE	**-۹/۶۷**	**-۲/۶۲**	**-۱/۹۴**	**-۱/۶۲**

منبع: یافته های تحقیق

1. Stationary Test
2 .Augmented Dickey- Fuller Unit Root Test
3 .Phillips-porron

۶-۳-آزمون فلیپس- پرون(PP)

به دنبال انتقادهای فیلیپس پرون(۱۹۸۸)، از روش آزمون ریشه واحد دیکی – فولر، در صورت وجود تغییرات ساختاری در سری های زمانی باید از آزمون ریشه واحد پرون استفاده نمود. وجود چنین تغییراتی در تحولات سیاسی و اقتصادی ایران در سال های اخیر و با توجه به اینکه این تغییرات تاثیرات شگرفی در متغییرهای کلان اقتصادی جامعه ایجاد کرده اند(در دوره مورد بررسی) منطقی به نظر می رسد. در نتیجه اگر وجود چنین تغییراتی را بپذیریم، نتایج آزمونهای ریشه واحد دیکی – فولر قابل اطمینان نخواهند بود. بنابراین برای اطمینان کامل از ایستا بودن متغییرها ضروری است که از آزمون پرون استفاده شود. نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است. با توجه به آماره PP بدست آمده در سطوح مختلف مقادیر بحرانی، متغیرهای مدل در تمام سطوح اطمینان ایستا می باشند.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون

متغییر	آماره محاسبه شده	مقادیر بحرانی			نتیجه آزمون
		٪۱	٪۵	٪۱۰	
RR	-۱۷/۱۴	-۱/۶۲	-۱/۹۴	-۲/۶۲	ایستا
CPI	-۱۵/۲۲	-۱/۶۲	-۱/۹۴	-۲/۶۲	ایستا
RE	-۱۲/۶۱	-۱/۶۲	-۱/۹۴	-۲/۶۲	ایستا

منبع: یافته های تحقیق

۶-۴- تخمین مدل بر اساس روش خود رگرسیون برداری(VAR)[1]

بعد از انجام آزمونهای دیکی - فولر و فیلیپس- پرون و اطمینان از ایستایی متغیرها، می توان مدل مورد نظر را با استفاده از روش خودرگرسیون برداری تخمین زد. زیرا برای تخمین با استفاده از این روش و تجزیه و تحلیل روابط کوتاه مدت و بلند مدت، متغیرهای سطح نتایج قابل اطمینان تری بدست می دهند.

بطور کلی الگوی خود رگرسیون برداری با N متغییر درونزا و K طول وقفه بهینه برای هر متغیر به صورت زیر قابل نمایش است:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + ... + \Pi_k X_k + U_t \qquad (۶)$$

که در آن X و وقفه های آن و U_t، برداری از N متغیر درونزا می باشند. Π_tها ماتریس ضرایب مدل هستند که باید برآورد شوند. پس از بررسی ایستایی متغیرها برای اینکه وقفه بهینه الگو جهت بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها مشخص شود معادله (۵) به روش خودرگرسیون برداری تخمین زده شد.(البته این تخمین اصلی مدل نیست

[1] . Vector Autoregresion Model

و به منظور تعیین وقفه بهینه جهت برآورد رابطه های کوتاه مدت و بلندمدت به کار می رود). پس از تخمین الگوی مذکور باید تعداد وقفه های بهینه مدل تعیین شود[1]. در مواردی که تعداد مشاهدات محدود باشد در انتخاب وقفه بهینه مدل خودهمبسته برداری نباید عدد بزرگی را انتخاب کرد (چون با توجه به محدود بودن تعداد مشاهدات درجات آزادی زیادی از دست داده خواهد شد) از این رو در این مدل تحت بررسی ابتدا حداکثر مرتبه را قرار می دهیم. در انتخاب مرتبه بهینه باید دقت کرد که بزرگترین مرتبه انتخاب شود تا جزء اختلال معادلات تا حد امکان دچار همبستگی نشوند و پارامترهای تخمینی بیش از حد درجه آزادی از دست ندهند. برای تعیین تعداد این وقفه های بهینه می توان از معیارهایی از قبیل معیار اطلاعات آکائیک[2]، معیار اطلاعات شوارتز[3]، معیار اطلاعات حنان کوئین[4] و نسبت حداکثر راستنمایی[5] استفاده نمود. آماره های هریک از معیارهای ذکر شده در جدول (۳) آورده شده است. چون در اکثر مطالعات انجام شده از معیار نسبت راستنمایی(LR) برای تعیین وقفه بهینه استفاده می شود در این مطالعه نیز بر اساس این معیار، وقفه بهینه چهارم برای متغییرهای توضیحی، بهترین معیار برای الگوسازی تعیین گردید.

جدول۳- آماره های آزمون و معیارهای انتخاب درجه دستگاه VAR

LR	AIC	SC	HQ
-	45/81541	45/99136	45/87682
271/5796	37/94367	38/8234	38/25072
81/88749	35/79969	37/3832	36/35238
33/19258	35/24542	37/53272	36/04375
102/0565*	30/76292	33/75401	31/80689
26/13279	29/90962*	33/60450*	31/19923*

LR : نسبت راست نمایی SC : معیار اطلاعات شوارتز

HQ : معیار اطلاعات حنان- کوئین AIC : معیار اطلاعات آکائیک

همانطور که در جدول بالا نشان داده شده است، مقدار آماره های حنان – کوئین، شوارتز، آکائیک و نسبت راستنمایی برای وقفه های ۰ تا ۵ ارائه شده است. علامت ستاره نشاندهنده وقفه بهینه بر اساس معیار مورد نظر می باشد. بر اساس آماره حداکثر راستنمایی وقفه ۴ به عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب می شود. الگوی خودرگرسیون برداری برای متغییرهای مطالعه حاضر بر اساس وقفه بهینه ۴ به صورت زیر خواهد بود:

---

[1]. در تخمین مدل های VAR معمولاً مدل را با بیشترین وقفه تخمین می زنند و بعد از تخمین اولیه مدل، تعداد وقفه های بهینه با استفاده از معیارهای مناسب انتخاب می شود و دوباره بر اساس آن وقفه بهینه مدل تخمین زده می شود(حمید ابریشمی ،اقتصادسنجی کاربردی)

[2] .Akaike Information criterion

[3] .Schwarz Baywsian criterion

[4] .Hannan-Quinn criterion

5. Maximized log-likelihood Ratio

$$RR = C_1 + \sum_{i=1}^{4} (a_{1i} * CPI(-i) + b_{1i} * RE(-i)) \quad (۷)$$

$$CPI = C_2 + \sum_{i=1}^{4} (a_{2i} * RR(-i) + b_{2i} * RE(-i)) \quad (۸)$$

$$RE = C_3 + \sum_{i=1}^{4} (a_{3i} * CPI(-i) + b_{3i} * RR(-i)) \quad (۹)$$

جدول ۴- تخمین اولیه مدل به روش خودرگرسیون برداری

	TPX	RER	PP
TPX (-1)	0/742924	78/28838	0/002849
	[2/35261]	[1/90940]	[1/82222]
TPX (-2)	1/177996	7/259344	0/003271
	[3/12653]	[0/14839]	[1/75336]
TPX (-3)	0/914928	-130/5967	-0/001339
	[1/89587]	[-2/08425]	[-0/56048]
TPX (-4)	1/217211	-234/2028	-0/001398
	[2/61435]	[-3/87422]	[-0/60639]
RER(-1)	0/009011	0/768946	-1/13E-05
	[5/30578]	[3/48708]	[-1/34385]
RER(-2)	6/55E-05	-2/502979	-1/69E-05
	[0/01693]	[-4/98294]	[-0/88076]
RER(-3)	-0/000673	1/724902	2/26E-05
	[-0/14787]	[2/91901]	[1/00260]
RER(-4)	-0/025083	-5/021782	-2/54E-05
	[-7/67885]	[-11/8405]	[-1/56788]
PP(-1)	78/47585	-3459/157	1/470164
	[1/84332]	[-0/62579]	[6/97489]
PP(-2)	77/47808	92/60675	-0/538378
	[1/09999]	[0/01013]	[-1/54385]
PP(-3)	-86/49129	-4155/784	-0/533438
	[-1/15034]	[-0/42570]	[-1/43300]
PP(-4)	-81/44038	4890/358	0/434201
	[-1/57959]	[0/73053]	[1/70100]
C	10/79085	2061/312	0/097195
	[1/00998]	[1/48592]	[1/83742]
R^2	0/9744		
F-Statistic	250/110		

نتایج حاصل از تخمین اولیه مدل با وقفه ۴ در جدول بالا نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می شود برای هر کدام از متغیرهای شاخص قیمت سهام، نرخ ارز واقعی و نرخ تورم یک معادله بر اساس ۱۲ متغیر برآورد می شود.

لیکن برای تفسیر نتایج باید به یک نکته توجه کرد و آن اینکه، در تخمین دستگاه معادلات، ضرایب پارامترهای الگو اهمیت روشهای تک معادله را ندارند. بر این اساس نمی توان با اطمینان بالایی نتایج حاصل از این تخمین را تحلیل کرد لذا از توابع عکس العمل و تجزیه واریانس برای تحلیل نتایج استفاده می شود.

۶-۵- توابع عکس العمل آنی (ضربه و پاسخ)

یکی از کاربردهای الگوی VAR که بوسیله سیمز(۱۹۸۰) و دیگران استفاده شد، بررسی واکنش متغیرهای الگو نسبت به شوک های بوجود آمده در هر یک از متغیرها است. که در این حالت X_t و Y_t را تابعی از روشهای جاری و باوقفه ε_{1t} و ε_{2t} نوشت و به آنها تابع عکس العمل گویند.[۱] به عبارت دیگر این توابع مسیر پویایی سیستم در پاسخ به شوکهای وارده را نشان می دهند. جدول (۵) عکس العمل شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران را، نسبت به یک انحراف معیار شوک در متغیرهای TPX ، RER و PP نشان می دهد. به عبارت دیگر نشان می دهد که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت سهام، نرخ تورم و نرخ ارز ایجاد شود، تأثیر آن بر شاخص قیمت سهام در دوره های بعد چگونه خواهد بود.

جدول۵- عکس العمل شاخص قیمت سهام نسبت به شوک در سایر متغیرها

Period	TPX	RER	PP
۱	۰/۲۹	۰/۵۴	/۹۲
۲	۰/۲۱	۰/۹۷	۰/۶۸
۳	۰/۲۰	۰/۵۲	۰/۳۲
۴	۰/۱۸	۰/۰۹	۰/۰۶
۵	۰/۱۳	۰/۰۱۷	-۰/۱۲
۶	۰/۰۷	۰/۰۸	-۰/۰۵
۷	۰/۰۳۸	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۵
۸	۰/۰۲۹	-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۳
۹	۰/۱۰	-۰/۰۸	-۰/۰۷
۱۰	۰/۰۹	-۰/۰۴	-۰/۰۳

ماخذ: یافته های تحقیق

ستون اول جدول بالا واکنش شاخص قیمت سهام را نسبت تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت سهام نشان می دهد. همانطور که نشان داده شده است یک شوک ناگهانی در شاخص قیمت سهام در دوره اول باعث افزایش قیمت سهام به اندازه ۰/۲۹ واحد می شود این اثر در دوره بعد به اندازه ۰/۲۱ باعث افزایش قیمت سهام می شود و در دوره دهم به اندازه ۰/۰۹ بر شاخص قیمت سهام تأثیر گذار است. ستون دوم

[۱]. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به:

حمید ابریشمی، اقتصادسنجی کاربردی(رویکردهای نوین)، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱

جدول تأثیر واکنش شاخص قیمت سهام به یک شوک ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار نسبت به نرخ ارز واقعی را نشان می دهد. یک تغییر ناگهانی نرخ ارز واقعی در دوره اول باعث افزایش قیمت سهام به اندازه ۰/۵۴ واحد می شود. تأثیر مثبت شوک ارزی بر شاخص قیمت سهام تا دوره ششم ادامه دارد و در این دوره به ۰/۰۸ واحد می رسد. می توان گفت با افزایش نرخ ارز، صادرات شرکت های تولیدی شاغل در بورس افزایش می یابد، در نتیجه میزان تولید شرکت های تولیدی افزایش یافته و باعث تحرک بیشتر این شرکتها می شود و متعاقب این امر سودآوری شرکت ها افزایش و در نتیجه تقاضا برای سهام این شرکت افزایش می یابد. این افزایش تقاضا بر شاخص قیمت سهام شرکت تأثیر مثبت می گذارد. از دوره هفتم به بعد شوک های ارزی باعث کاهش شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران می شوند و در دوره دهم، این تأثیر برابر با ۰/۰۴- واحد است. این نتایج نشاندهنده اینست که تأثیر شوک های ارزی در کوتاه مدت تأثیر مثبت ولی در بلندمدت تأثیر منفی بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران دارد و به مرور زمان نیز تأثیر این شوک کاهش می یابد و به سمت صفر میل می کند. زیرا در بلندمدت قیمت سهام هر شرکت تابعی از عملکرد واقعی شرکت می شود، در نتیجه سرمایه گذاران نسبت به خرید سهام عقلایی‌تر تصمیم می گیرند. ستون سوم تأثیر شوک های وارده از طریق شوک های قیمتی بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را نشان می دهد. بر اساس نتایج بدست آمده شوک های قیمتی به اندازه یک انحراف معیار در دوره اول شاخص قیمت سهام را به اندازه ۰/۹۲ واحد افزایش می دهد. این افزایش به طور کاهنده تا دوره چهارم اتفاق می افتد. می توان گفت، با افزایش ناگهانی تورم، سرمایه گذار حاضر به قبول ریسک نگهداری پول نمی شود و در نتیجه تقاضا برای سرمایه گذاری در بازار بورس افزایش می یابد. با افزایش ناگهانی تقاضا برای خرید سهام قیمت سهام به یکباره افزایش می یابد و در نتیجه در کوتاه مدت قیمت سهام افزایش می یابد. از دوره پنجم به بعد شوک های قیمتی باعث کاهش قیمت سهام می شوند و این مقدار تا دوره دهم به ۰/۰۳- واحد می رسد. زیرا همانطور که گفته شد در بلندمدت معیار تصمیم گیری خرید سهام یک شرکت عملکرد واقعی آن می باشد و چون سرمایه گذار می داند که افزایش قیمت ایجاد شده در اثر تورم است و ارزش ذاتی سهام افزایش نیافته است، در نتیجه تقاضا برای سهام کاهش و قیمت آن نیز کاهش می یابد. شوک های قیمتی نیز همانند شوک های ارزی در کوتاه مدت باعث افزایش قیمت سهام و در بلند مدت سبب کاهش آن می شوند.

۶-۶- ارزیابی تجزیه واریانس خطای پیش بینی :

تجزیه واریانس ابزار دیگر مدل های VAR جهت بررسی عملکرد پویایی کوتاه مدت است. به کمک تجزیه واریانس، سهم بی ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هریک از متغیرهای دیگر الگو تعیین می شود. با تجزیه واریانس خطای پیش بینی قادر خواهیم بود اثر هر متغیر بر متغیرهای دیگر را در طول زمان اندازه گیری کنیم. به عبارت دیگر تجزیه واریانس، خطای پیش بینی برآورد در اثر شوک وارده به یک متغیر توسط دیگر متغیرها را، در چارچوب یک الگوی عکس العمل مشخص می کند. در این روش واریانس خطای پیش بینی به عناصری که شوک های هر یک از متغیرها را در بر دارند تجزیه می گردد. به عبارت دیگر می توان به دست آورد چند درصد واریانس

خطای پیش بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می شود. تجزیه واریانس خطا در مدل خود رگرسیونی برداری بر تخمینی که در قبل صورت گرفته استوار است.

در جدول (۶) تجزیه واریانس مربوط به متغیر شاخص قیمت سهام بورس تهران نشان داده شده است. ستون اول نشاندهنده خطای پیش بینی(SE) در دوره های مختلف می باشد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و شوک های آتی می باشد و از آنجا که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می شود لذا به مرور زمان افزایش می یابد.

خطای پیش بینی در دوره اول ۱۰/۴۰ در دوره دوم ۱۵/۵۶ و به مرور طی زمان افزایش می یابد. ستون های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییرات ناگهانی یا شوک های ارزی و قیمتی را نشان می دهد. ستون دوم جدول بیانگر اینست که در دوره اول، ۸۰ درصد تغییرات شاخص قیمت سهام ناشی از تغییرات خود این شاخص است، ۱۵ درصد تغییرات ناشی از شوک های قیمتی و ۴ درصد تغییرات نیز ناشی از شوک های ارزی است. در دوره دوم تغیرات شاخص قیمت سهام، ۷۲ درصدمربوط به خود این شاخص، ۱۳ درصد مربوط به شوک های قیمتی و ۱۵ درصد مربوط به شوک های ارزی است. بطور کلی در طی، زمان تغییرات شاخص قیمت سهام، ۳۰ درصد ناشی از شوک های خود قیمت سهام، ۵۰ درصد ناشی از شوک های قیمتی و حدود ۲۰ درصد مربوط به شوک های ارزی می شود.

جدول ۶- تجزیه واریانس شاخص قیمت سهام

Period	S.E.	TPX	CPI	RER
1	10/40506	80/11246	15/1246	4/76294
2	15/56164	72/11656	13/16263	15/61579
3	19/57796	70/53842	10/581820	20/84515
4	31/67890	43/26457	51/37409	6/247814
5	39/08560	56/09641	34/72226	10/02422
6	60/83033	49/69508	24/92078	27/83418
7	77/61740	55/43966	28/47563	17/56074
8	89/76265	58/25627	27/24619	15/74239
9	100/9456	50/38040	33/74135	17/71770
10	138/4167	47/00998	35/01949	18/64309
11	165/6686	45/86851	40/84087	25/98672
12	195/9949	46/24021	36/40234	28/24194
13	337/7781	41/39885	40/38437	19/595605
14	448/4992	42/68116	33/70448	25/10321
15	599/0076	50/59935	28/11546	22/93426
16	783/8149	43/37301	30/14498	27/165105
17	950/2694	45/01788	30/42405	25/400423
18	1021/330	42/63237	36/74219	22/354530
19	1551/486	22/17668	57/74059	21/96494
20	1758/071	30/90867	50/18718	20/88671

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس می توان گفت، در کوتاه مدت شوک های قیمتی و تغییرات خود شاخص قیمت بیشترین سهم را در توجیه تغیرات شاخص قیمت سهام بورس تهران داشته اند در حالی که در بلندمدت شوک های قیمتی و بیشترین سهم را درتوجیه تغییرات شاخص قیمت سهام دارا هستند.

۶-۷- آزمون همگرایی مدل به روش بردار خود توضیح(یوهانسون- جوسیلیوس)

یکی از ساده ترین روش هایی که برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها مورد استفاده قرار می گرفته است روش دو مرحله‌ای منتسب به انگل-گرنجر است. لیکن از آنجا که این روش برآورد رابطه تعادلی بلندمدت را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی بررسی می کند دارای سه محدودیت است: ۱- تخمین ها کارآیی مجانبی ندارند ۲- آزمون فرضیه را به طور مستقیم نمی توان روی ضرایب انجام داد و ۳- اگر بیش از یک بردار تعادلی وجود داشته باشد، روش OLS تخمین زن های سازگاری از هیچ یک از بردارهای هم انباشته ارایه نمی کند. یوهانسون و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم انباشتگی برداری که در آن تعیین بردار هم انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می گیرد، توانستند نقایص روش انگل- گرنجر را برطرف کنند. بطور کلی در تحلیل چند متغیره سری زمانی که ممکن است بیش از یک بردار هم انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد روش انگل – گرنجر نمی تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیلگر، این بردارها را تعیین کند.

بررسی و تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری[1] و روش جوهانسون- جوسیلیوس انجام شده است. دراین روش تعیین و برآورد بردارهای همجمعی[2](ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلند مدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری بین آن متغیرها صورت می گیرد.

تعیین روابط بلند مدت الگوی VAR از درجه K به صورت زیر می باشد:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + ... + A_k X_{t-k} + U_t \quad , U_t \sim IN(0, \Sigma) \qquad (۱۰)$$

در رابطه بالا X_t و وقفه های آن بردارهای $K \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو هستند. A_i برای $i = 1,....k$ ماتریس های $K \times K$ ضرایب الگو هستند و U_t بردارهای $K \times 1$ مربوط به جملات اخلال الگو است. برای بدست آوردن رفتار بلندمدت X_t به مقادیر تعادلی بلندمدت می توان رابطه بالا را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری به صورت زیر درآورد:

1 . Vector Error Correction Model (VECM)

2 .Cointegration Vector

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + ... + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \Pi X_{t-k} + U_t \qquad (۱۱)$$

بطوریکه:

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + ... + \Pi_i \qquad (i=1,2,\ldots,k)$$
$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - ... - \Pi_k)$$

ماتریس Π نشاندهنده روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل است. در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشاندهنده سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است. I نیز در این مدل نشاندهنده ماتریس یکه است.

نتایج آزمون هم انباشتگی برای تعیین روابط بلند مدت بین متغیرهای مدل در جدول (۷) ارائه شده است. برای انجام آزمون جوهانسون- جوسیلیوس لازم است تا ابتدا تعداد بردارهای هم انباشتگی مشخص شود. برای این منظور از آماره های تریس (*trace*) و ماکزیمم مقادیر ویژه (*Maximal Eigen value*) استفاده می شود. نتایج این آماره ها بر اساس پنج الگوی بررسی شده در جدول(۷) آمده است.

برای بررسی نتایج آزمون هم انباشتگی لازم است در خصوص قائل شدن عرض از مبدا و روند زمانی در بردار همجمعی، الگوی مناسب انتخاب گردد که در این رابطه پنج الگو مورد آزمون قرار می گیرد. این ۵ الگو را از مقید ترین شکل آن که الگوی اول است تا نامقید ترین شکل آن که الگوی پنجم است برآورد می کنیم. تمامی کمیتهای آماری آزمون مندرج در سطر اول این جدول از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط جوهانسون و جوسلیوس بزرگتر هستند. در نتیجه فرضیه r=0 بر اساس هر پنج الگوی یاد شده رد می شود. در مرحله بعدی فرضیه صفر (وجود یک بردار هم انباشتگی) در برابر فرضیه مقابل (وجود دو بردار هم انباشتگی) در دو الگوی اول و دوم بر اساس آماره های *Trace* و *Max* رد می شوند لیکن در الگوی سوم پذیرفته می شوند. در نتیجه الگوی سوم مناسب ترین الگوی برای تحلیل هم انباشتگی مدل ارائه شده در این مطالعه می باشد.

جدول۷- کمیت های آماره آزمون Trace و Max برای تعیین الگوی بردارهای هم انباشتگی

H0	H1		الگوی I	الگوی II	الگوی III	الگوی IV	الگوی V
Trace	r=0	r≥1	79/27	101/41	84/03	121/13	117/01
	r≤1	r≥2	39/01	43/84	27/05	48/84	44/80
	r≤2	r≥3	17/61	21/76	10/43	25/01	23/12
	r≤3	r≥4	2/28	6/32	0/23	10/24	8/88
Max	r=0	r=1	40/19	57/64	56/98	72/29	72/20
	r≤1	r=2	21/46	22/08	16/39	23/82	21/69
	r≤2	r=3	15/33	15/44	10/43	14/76	114/23
	r≤3	r=4	2/28	6/32	0/23	10/24	8/88

منبع:یافته های تحقیق

الگویI: بدون عرض از مبدا و روند زمانی الگوی II: با عرض از مبدا مقید و بدون روند زمانی

الگوی III: عرض از مبدا نا مقید و بدون روند الگوی IV : عرض از مبدا نامقید و روند زمانی مقید

الگوی V: عرض از مبدا نامقید و روند زمانی نا مقید

بر اساس انجام آزمون های اثر و ماکزیمم مقادیر ویژه وجود یک بردار هم انباشتگی برای مدل تأئید شد .بردار هم انباشتگی و بردار نرمال شده که روابط تعادلی بین متغیرها را منعکس می کند در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۸- نتایج آزمون هم انباشتگی «جوهانسون»

متغیر	بردار هم‌انباشتگی	بردار نرمال شده
TPX	۰/۰۲	−۱
RER	۰/۰۰٤	−۰/۰۲
PP	۰/۰۲۲	−۰/۱۱
C	−۰/٦٤٤	۳/۲۲

منبع:یافته های تحقیق

بدین ترتیب رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و نرخ ارز حقیقی و نرخ تورم در بورس اوراق بهادار تهران به صورت زیر بدست امد:

$$LTPX= ۳/۲۲-۰/۰۲\ LRER - ۰/۱۱LPP \qquad (۱۲)$$

t آماره : (۲/۲۴) (۳/۳۲) (۳/۵۷)

همان طور که مشاهده می شود در معادله بالا تمام ضرایب متغیرها از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۵٪ معنی دار می باشند، لذا وجود رابطه تعادلی بین متغیرها تأیید می شود. رابطه تعادلی بلند مدت در معادله بالا بین متغیرهای مورد بررسی بیانگر وجود رابطه منفی بین نرخ تورم و نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران می باشد.

ضریب متغیر تورم ماهانه PP نشان دهنده این نکته است که در بلندمدت با تغییر این متغیر به اندازه یک درصد، شاخص قیمت سهام (TPX) به اندازه ۱۱ درصد کاهش می‌یابد. بر اساس توابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس ارائه شده در بخش های قبلی تأثیر شوک های قیمتی بر شاخص قیمت بورس در کوتاه مدت مثبت است. زیرا در شرایط تورمی و وجود شوک های قیمتی، بطور متوسط سود اسمی شرکت ها پس از مدت زمانی در کوتاه مدت افزایش می یابد در نتیجه شاخص قیمت سهام نیز افزایش می یابد در حالیکه در واقع سودآوری افزایش نیافته است بلکه سود اسمی افزایش یافته است وقتی سود اسمی افزایش می یابد قیمت اسمی سهام نیز افزایش می یابد در نتیجه در کوتاه مدت شاخص قیمت سهام افزایش می یابد. اما همانطور که از نتایج حاصل از آزمون جوهانسون بدست آمد تأثیر شوک های قیمتی در بلند مدت بر شاخص قیمت سهام منفی است زیرا زمانی که در جامعه نرخ تورم بالا باشد و اصطلاحاً شرایط تورمی حاکم باشد، مردم بخش عمده ای از درآمدشان را به مخارج مصرفی

اختصاص می دهند و در نتیجه، به دلیل افزایش هزینه های زندگی، میزان پس انداز در جامعه کاهش می یابد. با فرض اینکه قبول کنیم سرمایه گذاری برابر با پس انداز می باشد، در شرایط تورمی چون قدرت خرید مردم کاهش می یابد افزایش هزینه های زندگی فرصت پس انداز را از مردم می گیرد و کاهش پس انداز موجب کاهش سرمایه گذاری و کاهش فعالیت های بورس و در نتیجه کاهش بازده سهام می شود در اثر این تغییرات، تقاضا برای خرید سهام افت می کند و در نتیجه قیمت سهام کاهش می یابد. همچنین با رشد نرخ تورم بازده مورد انتظار سرمایه گذاران افزایش می یابد که این افزایش نیز موجب کاهش ارزش ذاتی سهام می شود در نتیجه در سال هایی که نرخ تورم بالا باشد بازدهی واقعی و کیفیت سود واقعی سهام شرکت ها پایین می آید. و باعث کاهش تقاضا و در نتیجه کاهش شاخص قیمت سهام می شود.

همچنین با تغییر نرخ ارز واقعی به میزان یک درصد شاخص قیمت سهام به اندازه ۲ درصد کاهش می یابد. بر اساس نتایج حاصل از توابع واکنش و تجزیه واریانس شوک های ارزی در کوتاه مدت تأثیر مثبت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران دارند. براساس نتایج حاصل از آزمون یوهانسون نیز رابطه بلندمدت این متغیر با شاخص قیمت بورس منفی بدست آمد. در مورد رابطه مثبت شوک های ارزی با قیمت سهام می توان گفت شوک های ارزی مثبت(افزایش نرخ ارز) می تواند باعث تغییر در موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی شود. بدین صورت که با افزایش نرخ ارز قیمت کالاهای خارجی به پول ملی افزایش و تقاضا برای کالاهای خارجی کاهش می یابد و کالاهای داخلی نیز در خارج با قیمت ارزان تری به فروش می رسند در نتیجه میزان واردات کاهش و صادرات افزایش می یابد.در چنین تحلیلی در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی، سود آنها افزایش می یابد و در نتیجه شاخص قیمت سهام افزایش می یابد. تأثیر منفی شوک های ارزی بر قیمت سهام از ابعاد مختلف اقتصادی قابل بررسی است. تغییرات نرخ ارز می تواند باعث تحت تأثیر قرار گرفتن برنامه های تولیدی شرکت ها شود، مخصوصاً شرکت هایی که دارای بدهی های ارزی فراوانی هستند زیرا با افزایش نرخ ارز به منابع مالی بیشتری نیاز دارند تا بتوانند همان مقدار قبلی را تولید کنند و باعث افزایش حجم سرمایه در گردش شرکت ها می شود. در این صورت شرکتها یا باید فعالیت خود را کاهش دهند و یا اقدام به تأمین مالی از بازار سرمایه کنند. در این صورت با افزایش قیمت مواد اولیه و مواد مورد نیاز شرکت ها از خارج، سود این شرکت ها کاهش و در نتیجه منجر به کاهش قیمت سهام شرکت ها می شود و باطبع بر شاخص کل قیمت نیز تأثیر منفی دارد. از طرف دیگر با بروز نوسانات قیمت ارز واقعی شرکت ها یک ریسک سیستماتیک را متحمل خواهند شد که باعث کاهش قیمت سهام می شود.

۷- نتیجه گیری و پیشنهادات:

با توجه به اینکه بر مبنای مطالعات انجام شده قبلی خارجی و داخلی اتفاق نظر در باره رابطه نوسانات نرخ ارز و تورم بر بازدهی واقعی سهام وجود ندارد در این پژوهش اثرات نوسانات نرخ ارز و تورم بر شاخص کل قیمت سهام در بازار بورس تهران تحلیل و بررسی شد. در این مطالعه با استفاده از آمارهای ماهیانه متغیرهای شاخص قیمتی مصرف کننده، نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام در دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۸۲ لغایت اسفند ماه ۱۳۸۵ و با بکارگیری روش خودرگرسیون برداری، مدل یوهانسون- جوسیلیوس و همچنین توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین این متغیرها مورد آزمون کمی قرار گرفت. نتایج بدست آمده نشان می دهد که تأثیر نوسانات نرخ ارز و تغییرات قیمت در کوتاه مدت و میان مدت باعث افزایش شاخص کل قیمت سهام و در بلندمدت باعث کاهش شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران می شوند.

بر اساس نتایج حاصل از این تحقیق، جهت رونق بازار بورس اوراق بهادار تهران پیشنهادات زیر توسط نگارندگان ارائه می شود:

با توجه به اینکه یکی از وظایف دست اندرکاران بورس اوراق بهادار تعیین قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس می باشد و این قیمت باید نشاندهنده تمام عوامل موثر بر بورس باشد، بنابراین باید کلیه عوامل اقتصادی، از جمله نوسانات ارزی و قیمتی در قیمت گذاری سهام منظور گردد. لذا پیشنهاد می گردد در قیمت گذاری سهام شرکتها نوسانات نرخ ارز و قیمتها لحاظ شود.

سرمایه گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه گذاران جدید، باید به تأثیرات کوتاه مدت و بلندمدت تغییرات قیمتی و ارزی بر شاخص قیمت سهام واقف باشند و تغییرات یکباره شاخص قیمت را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند.

با توجه به اینکه افزایش مداوم تورم منجر به کاهش بازدهی سهام شرکت ها و در نتیجه کاهش قیمت سهام و کاهش تقاضا برای این سهام می شود، ممکن است باعث کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی در اقتصاد کشور گردد بنابراین بایستی برای تضمین حداقل عایدی سهامداران، راهکارهایی از قبیل کوپن سهام، سهام با تضمین سودآوری، ابداع روش های نوین بازارگردانی، بیمه نمودن سرمایه گذاری، حمایت نمودن از سرمایه گذاران به طریق مختلف و غیره مورد بررسی و اجرا قرار گیرد.

با توجه به اینکه شوک های ارزی و قیمتی در بلندمدت با شاخص قیمت سهام بورس رابطه عکس دارد پیشنهاد می گردد که مدیران مالی شرکتها اگر به دنبال سرمایه گذاری دارایی های شرکت در بازار سرمایه بصورت سهام هستند، نسبت سرمایه گذاری در این بازار را کاهش و در منابعی که دارای بازدهی بالاتری هستند سرمایه گذاری نمایند و اگر به دنبال جذب سرمایه هستند، می توانند دست به انتشار سهام بزنند زیرا بدهی‌های واقعی شرکت (علیرغم ثبات بدهی‌های اسمی شرکت) در نتیجه کاهش قیمت سهام کاهش می یابند.

با توجه به اینکه شوکهای ارزی و قیمتی از نظر مدیران بنگاه برونزا بوده و قدرت تأثیرگذاری بر آن را ندارند و نیز با توجه به اینکه این شوکها در کوتاه مدت اثرات مثبت و در بلندمدت اثرات منفی بر شاخص قیمت سهام دارند، مدیران مالی شرکتها باید در ارزیابی‌شان بیشتر به عملکرد واقعی شرکت و سودآوری آن توجه داشته باشند و در تحلیل ها و تصمیمات خود دید بلندمدت را مد نظر قرار دهند تا موجب گمراهی آنها و اشتباه در تصمیم گیری نشود.

۸- منابع و ماخذ :

۱- ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاله، (۱۳۸۵)، " اثر شاخص های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران با استفاده از مدلARDL "، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، تابستان ۱۳۸۵

۲- اسلاملوییان، کریم و زارع، هاشم، " بررسی تاثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه های توزیعی"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، زمستان ۱۳۸۵

۳- اداره مطالعات و بررسی های اقتصادی، مجموع مقالات و گزارشات سازمان بورس اوراق بهادار.

۴- بانک مرکزی. ج.ا.ا، گزارش شاخص های ماهانه اقتصادی.

۵- دوانی، غلامحسین، بورس، سهام، نحوه قیمت گذاری سهام، نشر نخستین، تهران، ۱۳۸۲

۶- زارع، هاشم و رضایی، زینب، تأثیر بازارهای ارز، سکه و مسکن بر رفتار شاخص بازار بورس اوراق بهادار تهران: یک الگوی تصحیح خطای برداری، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد بیست ویکم، شماره ۲

۷- سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سایت اطلاع رسانی در حوزه بازار سرمایه در ایران(WWW.IRAN BOURSE.COM)

۸- قالیباف اصل، حسن، (۱۳۸۱)، "بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران"، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشگاه مدیریت دانشگاه تهران.

۹- کریم زاده، مصطفی،(۱۳۸۵)، "بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی دراقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶، ۱۳۸۵

10- Aygoren Hakan , Saritas Hakan, "Impact of Inflation on Turkish Stock Price"- Pamukkale university, 2004, page 12

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

12- Beiner, Beiner and Rajna Gibson, A theoretical analysis of the liquidity risk premium embedded in the prices of voting and non-voting stocks, Journal of Corporate Finance, 1999, vol. 5, issue 3, pp 209-225

13- Ben Naceur , Samy and Ghazouani , Samir, Stock markets, banks, and economic growth Empirical evidence from the MENA region, Research in International Business and Finance, Volume 21, Issue 2, June 2007, Pages 297-315.

14- Charles R. Nelson, "Inflation and Rates of Return on Common Stocks", Journal of Finance, December, 1975, pp. 471-483.

15- *Chopin Marc , Zhong Maosen, Stock Returns, Inflation and the Macro economy", University of Texas, 2000, page 23*

16- *Karamustafa Osman ,Kucukkale Yacup, Long run Relation ships Between Stock Market Returns And Macroeconomic Performance: Evidence from Turkey, Economic Working Paper Archive at Wustl,(2004)*

17- *Kearney, k. (1998) "the causes of volatility in the stock market of Ireland", journal of financial Research, Volume! 85 104*

18- *kluge, G,(1994), Stock return & Macroeconomic variables a VAR model, Louisanatech university, DBA Thesis.*

19- *Kwon , chang, (1995) Empirical treats of macro Economic arialles wirginid common wealth university ph D thesis*

20- *Leea, Jae Ha, Embedded options and Interest Rate Risk for Insurance companies, banks and other financial Institutions, The Quarterly Review of Economics and Finance 40 (2000) 169–187*

21- *Li and Hu (1980), Responses of the stock market to macro Economic Factors IMF working paper*

22- *Madsen. B, Jakob.(2002).Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. Applied Financial Economics,NO.12,pp.565-574*

23- *Olan T.Henry, Nilss olekalns, and Jonatlan thong(1990) , "Department of Economics", The university of Melborn.*

24- *Phylaktis, Kate and Ravazzolo, Fabiola, Stock prices and exchange rate dynamics, Journal of International Money and Finance, Volume 24, Issue 7, November 2005, Pages 1031-1053*

25- *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.*

26- *Sadorsky, Perry, The macroeconomic determinants of technology stock price volatility, Review of Financial Economics, Volume 12, Issue 2, 2003, Pages 191-205*

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

28- *sheikh, amir , "Barras Risk Models" presented in Barra News letter,2002*

29- *Van Greuning, Hennie and Sonja Brajovic Bratanovic, Analyzing and managing Banking Risk: A Framework for Assessing Corporate Governance and Financial Risk, second edition, World Bank, 1999*

30- *White, Senthi, fried, "The Analysis and use of Financial Statement",(john wiley&sons sinc),1998,pp.203-303*

31- *Wongbangpo, Praphan and Sharma, Subhash. C, Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries, Journal of Asian Economics, Volume 13, Issue 1, January-February 2002, Pages 27-51*

32- *Zuckerman, Moving Towards a Holistic Approach to Risk Management Education-Teaching Business Security Management, Security Journal 11 1998, PP. 81-89*

The Impact of Price and Exchange Rate Fluctuations on the Tehran Stock Exchange Price Index Using a Vector Auto-Regression Method

By:

Reza Najarzadeh, Ph.D. **Majid Aghaei** **Mohammad Rezaeepour**

abstract

The exchange rates and the rate inflation have consistently affected stock prices & the return on stocks worldwide. Since such effects could impact income distribution in any society it is important to study such effects more carefully. In this paper an attempt is made to study the impact of such variables on the real returns as well as the price index of Tehran's stock market.

The analysis is based on a vector auto-regressive (VAR) and a vector error-correction model (VECM). The study covers the monthly data from Farvardin 1382 through Esfand 1385. The results show that there exists a stable long–run & meaningful relation between the real rate of return of stocks & the exchange rate variables & the rate of inflation. This relation is negative. The impact of inflation is, however, stronger than the impact of the exchange rates

Key words: Stock Price Index, Price and Exchange Rate Fluctuations, Vector Auto-Regression

JEL: F33, P18

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی