فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال نهم ـ شماره اول ـ بهار ۱۳۸۸ ـ صفحات ۱۷۵-۱۴۷

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[۱]
مجید آقایی خوندابی[۲]
محمد رضایی پور[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۹/۲۷ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۸۷/۴/۲۳

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 پیامدهایی همچون تغییر توزیع درآمد و تبعات رفاهی فراوانی در هر جامعه‌ای داشته باشد، 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[۴] و رابطه تعادلی میان آنها بررسی شود.

تجزیه و تحلیل داده های مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)[۵] و توابع واکنش آنی(IRF)[۶] و تجزیه واریانس(VD)[۷] 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 معنی‌دار 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، خود رگرسیون برداری.

طبقه بندی JEL: F33,P18

---

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
۲. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
۳. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

4. Tehran Stock Exchange Price Index
5. Vector Auto Regressive
6. Impulse Respone Function
7. Variance Decomposition

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

۱- مقدمه

از ویژگیهای یک حرکت متداول به سوی توسعه اقتصادی پایدار، به دست آوردن منابع لازم برای مجموعه فعالیتهای 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 برده‌اند (Ben Naceur & Ghazouani, 2007). از مهمترین عوامل موثر در افزایش سرمایه گذاری و رشد و توسعه اقتصادی، داشتن بازارهای مالی قوی و کارآمد همراه با سازمان های مالی مناسب و فعال در این بازارهاست.

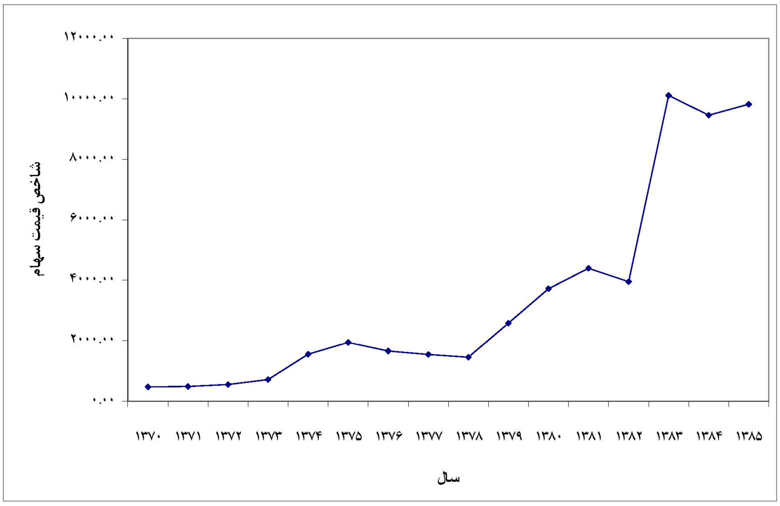
بازار بورس اوراق بهادار از اجزاء تشکیل دهنده بازار مالی می باشد و به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن می باشد. چنانچه این بازار رابطه منطقی با سایر بخشها نداشته باشد، معضلات و کاستی هایی در عملکرد آن پیش خواهد آمد. رکود و رونق بازارهای بورس نه تنها اقتصاد ملی، بلکه اقتصاد جهانی را نیز می تواند تحت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

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 متغیرهای خاص از جمله تعداد شرکتها یا حجم معاملات در این شاخص‌هاست. 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 و رکود را تجربه کرده است. همان طور 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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 خود رگرسیون 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 بیش از آن، تغییرات این شاخصها، بیان کننده درجه ریسک این شاخصها در بازار سرمایه خواهند بود (دوانی،۱۳۸۲: ۱۱۷).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

رسمی ترین شاخص قیمتی بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۶۹ با نـام اختـصاری تپـیکس (TEPIX) محاسبه گردیده است. امروزه نیز در سطح بین المللی این شاخص با نام اختصاری خـود شناخته شده است. این شاخص بر اساس قیمت جاری سهام محاسبه مـی شـود وچـون تاکیـد بـر قیمت های جاری بیشتر می باشد، این شاخص با استفاده از فرمول لاسپیرز[1] به دست مـی آیـد. در این روش ارزش جاری کلیه متغیرهایی که عناصر اصلی محاسبه شاخص مـی‌باشـند بـر ارزش ایـن 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 حاصل ضرب 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 سـرمایه بـه اصطلاح فوق" Market Capitalization" اطلاق می گردد. سال پایه در محاسـبه شـاخص قیمـت سهام تهران، سال ۱۳۶۹ می باشد. مخرج کسر نیز کل ارزش پایه سهام منتشره شرکتهای پذیرفتـه شده در بورس را نشان می دهد که از حاصل ضرب تک‌تک تعداد سهام منتشره شرکتهای عـضو در قیمت پایه (۱۳۶۹/۱/۱) به دست می آید[2]. در مواردی چون ورود شـرکت جدیـد، خـروج شـرکت،

---

1. Laspeyers Price Index.

۲ . 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 می‌باشد، t زمان محاسبه شاخص، o سال پایه، P_{it} قیمت سهام شرکت رتبه i در زمان t، Q_{it} تعداد سـهام منتـشره شـرکت رتبـه i در زمـان t، P_{io} قیمت سهام شرکت رتبه i در زمان o، Q_{io} تعداد سهام منتشره شـرکت رتبـه i در زمـان 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 شـاخص لاسپیرز استفاه می‌شود ولی به تدریج با افزایش سرمایه و تغییرات ناشی از تجزیه یا تجمیـع سـهام، تعـداد سـهام تغییر خواهد نمود. با توجه به این نکته که با افزایش تعداد سهام، قیمت سهام کـاهش خواهـد یافـت لـذا حاصـل ضرب در صورتی که قیمت سهام به حد تعادلی برسد، تغییر نخواهد کرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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 می‌باشد؛ 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 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[1] قرار می‌گیرد.

۳- آثار تورم بر بازار سهام

یکی از نظریه های اساسی که جهت به 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:

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

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 ,2002):

$$S_t^r = S_t^n - PP_t \quad (2)$$

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 ,2002):

$$S_t^r = \alpha_0 + \alpha_1 PP_t + U_t \quad (3)$$

1. On-line

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

علاوه بر مدل اساس فیشر، مدل ارزشیابی قیمت دارایی‌ها ($P_t = \frac{d}{r}$) 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 انتظار و r نرخ واقعی بازدهی (سود سهامداران) می باشد(دوانی، ۱۳۸۲: 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 را که دارای بدهی بلند مدت نمی باشند، 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 می‌ماند. اگر تورم را با π نشان دهیم، مدل قیمت اسمی سهام را می توان به این صورت بازنویسی کرد:

$$p_T = \frac{d(۱+\pi)}{r} \qquad (۴)$$

در اینجا قیمت اسمی سهام با نرخی برابر با تورم افزایش می‌یابد؛ در حالی که 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 and saritas, 2004).

۴- آثار نرخ ارز بر بازار سهام

بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید(*PPP*)[1] ، 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 می‌سازد. از

1.Purchasing power parity hypothesis

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

طرف دیگر بازارهای پولی بین المللی نیز برای مقابله با این ریسک سیاست‌هایی را به کار می‌بندند. همان طور 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[1] چون تغییرات لگاریتم نرخ ارز تفاوت تغییر در لگاریتم شاخص قیمت خارجی و داخلی برابر است، لذا اگر نرخ ارز نوسان داشته باشد، باید نسبت شاخص خارجی به شاخص داخلی نیز دچار تغییر شود. (Poitras,2004)

همچنین از آنجایی که نرخ ارز همانند پول نقد، سپرده بانکی و سهام در سبد دارایی سرمایه گذاران قرار می‌گیرد، تأثیرات نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام را می توان در چارچوب تئوری نگهداری دارایی در سبد سرمایه‌گذاری 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 آنجایی که نرخ ارز از جمله دارایی های نامطمئن و ریسکی محسوب می‌شود، تغییرات این متغیر را در چارچوب مدل مارکویتز[2] می توان بررسی کرد (Sharpe,1995).

تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به عنوان یک عامل کیفی محسوب می شد تا اینکه با تلاش های مارکویتز[3] ریسک کمیت‌پذیر شد و انحراف معیار جریان های نقدی طرح های سرمایه گذاری در شرایط مختلف به عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی و نظریه مارکویتز منشأ پیدایش تئوری سبد

---

1. Fama
2 . Markowitz

۳ . مدل مارکویتز به صورت زیر است:

$$\text{Minimize: } -\lambda E_p + V_p$$

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

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

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

در این مدل، 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 سرمایه‌گذاری iام اختصاص یافته، X_i بخشی از بودجه کل است که به سرمایه گذاری i ام اختصاص یافته و E_i عایدی مورد انتظار طرح i ام $COV(i,j)$ کواریانس سرمایه گذاری i با سرمایه گذاری j است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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 سرمایه‌گذاران 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 شرکتها 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 پایین 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,2002).

۵- مروری بر مطالعات انجام شده قبلی

افیلاکتیس و همکار 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(Phylaktis & Ravazolo,2005).

(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

1. multivariate Granger causality tests
2. recursive estimation

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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, 2004) در مطالعه دیگری در ترکیه نشان داده شد که رابطه معکوسی بین شاخص قیمت سهام و بازدهی آن با تورم در سالهای ۱۹۹۲ الی ۲۰۰۲ در کشور ترکیه وجود داشته است. در این مطالعه با هدف بررسی همه جانبه تأثیر تورم بر فعالیتهای بورس استانبول، عملکرد بازدهی واقعی سهام در مقابل تغییرات تورمی در ترکیه، مورد بررسی قرار گرفته است.

(Osman & Yacup, 2004) در مطالعه‌ای دیگر در این کشور، عملکرد شاخص های کلان اقتصادی و بازدهی واقعی سهام بررسی شده است. در این مطالعه، کارآیی 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 فوق‌الذکر 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 عواید سهام آنها در دوره‌ای می باشد که این سهام را در اختیار دارند.

در مطالعه‌ای تحت عنوان "بازار سهام و پویایی های اقتصاد کلان: ۵ کشور عضو آسه آن"، ارتباط بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته و 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 مطالعه شده است. نتایج مطالعات 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 (Wongbangpo & Sharma,2002).

سادرسکی 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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 را بر شاخص قیمت سهام تکنولوژی در آمریکا را تأئید کرد (Sadorsky,2003).

در مطالعه‌ای با به کارگیری 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 داده شد که رابطه بین بازدهی واقعی سهام و نرخ تورم در دوره پس از جنگ جهانی دوم منفی بوده است[1] (Zhong Maosen & Chopin Marc, 2000).

در تحقیقی بازار سهام در کره جنوبی بررسی و نتیجه این شده است که در دوره مورد مطالعه، ارتباط قابل توجهی بین قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی به تنهایی قابل مشاهده نیست 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 (Chang Won, 1994).

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 خود رگرسیون برداری با وقفه‌های 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.

ابونوری و 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 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.

اسلاملوییان و زارع(۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای با به کارگیری الگوی خود همبسته 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،

1. Stock Returns, Inflation and the Macro economy-2000
2. Auto Regressive Distributed Lag

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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.

زارع و 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 داده‌های 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 دوره تعدیل می‌شود.

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 تغییر شاخص قیمت سهام شرکتیها)، 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 می‌دهد، 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 محققان 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 سالهای ۱۳۸۲تا ۱۳۸۵ مورد آزمون تجربی قرار گیرد.

۶- داده ها، مدل و تخمین مدل

۱-۶- 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 پیش‌بینی با استفاده از توابع تجزیه واریانس و عکس‌العمل

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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 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 متغیرهای مدل ازبین می رود و باعث کاهش کارآیی تخمین با نمونه های محدود می شود. مسأله 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

1. International Financial Statistics

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

افزایش می‌یابد و درجه آزادی سیستم را کاهش می‌دهد، یکی از مراحل ضروری در تخمین مدل‌های VAR است.

۲-۶- آزمون ایستایی[1](ریشه واحد)

مدل سازی اقتصاد سنجی با استفاده از سریهای زمانی به روشهای 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 سریهای زمانی تنها بستگی به فاصله زمانی بین آنها دارد. لیکن متغیرهای 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 متغیرها 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 ـ 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

متغیر	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: یافته‌های تحقیق

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

۳-۶-آزمون فلیپس- پرون(PP)

به دنبال انتقادهای فیلیپس - پرون(۱۹۸۸)، از روش آزمون ریشه واحد دیکی – فولر، در صورت وجود تغییرات ساختاری در سریهای زمانی باید از آزمون ریشه واحد پرون استفاده نمود. وجود چنین تغییراتی در تحولات سیاسی و اقتصادی ایران در سالهای اخیر و با توجه به اینکه این تغییرات، تاثیرات شگرفی در متغیرهای کلان اقتصادی جامعه (در دوره مورد بررسی) ایجاد کرده اند 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 متغیرها ضروری است که از آزمون پرون استفاده شود.

نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است. با توجه به آماره PP به دست آمده در سطوح مختلف مقادیر بحرانی، متغیرهای مدل در تمام سطوح اطمینان ایستا می‌باشند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون

متغیر	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 خود رگرسیون 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.

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

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

1. Vector Autoregresion Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

در این الگو، X وقفه‌ها و U_t برداری از N متغیر درونزا می باشند. Π_iها 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 خود رگرسیون برداری تخمین زده شد (البته این تخمین اصلی مدل نیست 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[۱]. 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 می‌دهیم. 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 وقفه‌های بهینه، می‌توان از معیارهایی از قبیل معیار اطلاعات آکائیک[۲]، معیار اطلاعات شوارتز[۳]، معیار اطلاعات حنان کوئین[۴] و نسبت حداکثر راستنمایی[۵] 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 متغیرهای توضیحی، بهترین معیار برای الگوسازی تعیین گردید.

۲. 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 (ابریشمی)

2 .Akaike information criterion
3 .Schwarz Baywsian criterion
4 .Hannan-Quinn criterion
5. Maximized log-likelihood Ratio

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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

همان طور که در جدول بالا نشان داده شده است، مقدار آماره های حنـان – کـوئین، شـوارتز، آکائیک و نسبت راستنمایی برای وقفه های صفر تا ۵ ارائه شده است. علامت سـتاره نـشان دهنـده وقفه بهینه بر اساس معیار مورد نظر می‌باشد. بر اساس آماره حداکثر راستنمایی، وقفه ۴ به عنـوان وقفه بهینه مدل انتخاب می شود. الگوی خود رگرسیون برداری برای متغیرهای مطالعـه حاضـر بـر اساس وقفه بهینه ۴ به صورت زیر خواهد بود:

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

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

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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		

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

نتایج حاصل از تخمین اولیه مدل با وقفه ۴ در جدول بالا نشان داده شده است. همان طور 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 می‌شود؛ 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 عکس‌العمل و تجزیه واریانس برای تحلیل نتایج استفاده می شود.

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

یکی از کاربردهای الگوی VAR که به وسیله سیمز و دیگران استفاده شد، بررسی واکنش متغیرهای الگو نسبت به شوک های به وجود آمده در هر یک از متغیرها است. در این حالت می‌توان X_t و Y_t را تابعی از روشهای جاری و باوقفه ε_{1t} و ε_{2t} نوشت که به آنها تابع عکس‌العمل گویند.[۱] به عبارت دیگر، این توابع مسیر پویایی سیستم در پاسخ به شوکهای وارده را نشان می دهند. جدول (۵) عکس‌العمل 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 می‌دهد 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

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

ماخذ: یافته های تحقیق

۱. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به: حمید ابریشمی، ۱۳۸۱

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

ستون اول جدول بالا واکنش شاخص قیمت سهام را نسبت به تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت سهام نشان می دهد. همان طور که نشان داده شده است، یک شوک ناگهانی در شاخص قیمت سهام در دوره اول باعث افزایش قیمت سهام به اندازه ۰/۲۹ واحد می‌شود. این اثر در دوره بعد باعث ۰/۲۱ افزایش قیمت سهام می شود و در دوره دهم به اندازه ۰/۰۹ بر شاخص قیمت سهام تأثیر گذار است. ستون دوم جدول، تأثیر واکنش شاخص قیمت سهام به یک شوک ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار نسبت به نرخ ارز واقعی را نشان می‌دهد. یک تغییر ناگهانی نرخ ارز واقعی در دوره اول باعث افزایش قیمت سهام به اندازه ۰/۵۴ واحد می‌شود. تأثیر مثبت شوک ارزی بر شاخص قیمت سهام تا دوره ششم ادامه دارد و در این دوره به ۰/۰۸ واحد می‌رسد. می توان گفت با افزایش نرخ ارز، صادرات شرکتهای تولیدی شاغل در بورس افزایش می یابد، در نتیجه میزان تولید شرکتهای تولیدی افزایش یافته و باعث تحرک بیشتر این شرکتها می شود و متعاقب این امر، سودآوری شرکتها 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 نشان دهنده این است 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 به دست 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 همان طور 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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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 شوکهای 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 تجزیه واریانس مربوط به متغیر شاخص قیمت سهام بورس تهران نشان داده شده است. ستون اول نشان دهنده خطای پیش بینی(SE) در دوره های مختلف می باشد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و شوکهای 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 این است 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، تغییرات شاخص قیمت سهام، ۷۲ درصد مربوط به خود این شاخص، ۱۳ درصد مربوط به شوک های قیمتی و ۱۵ درصد مربوط به شوک های ارزی است. به طور 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.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

جدول ۶. تجزیه واریانس شاخص قیمت سهام

Period	S.E.	TPX	CPI	RER
۱	۱۰/۴۰۵۰۶	۸۰/۱۱۲۴۶	۱۵/۱۲۴۶	۴/۷۶۲۹۴
۲	۱۵/۵۶۱۶۴	۷۲/۱۱۶۵۶	۱۳/۱۶۲۶۳	۱۵/۶۱۵۷۹
۳	۱۹/۵۷۷۹۶	۷۰/۵۳۸۴۲	۱۰/۵۸۱۸۲۰	۲۰/۸۴۵۱۵
۴	۳۱/۶۷۸۹۰	۴۳/۲۶۴۵۷	۵۱/۳۷۴۰۹	۶/۲۴۷۸۱۴
۵	۳۹/۰۸۵۶۰	۵۶/۰۹۶۴۱	۳۴/۷۲۲۲۶	۱۰/۰۲۴۲۲
۶	۶۰/۸۳۰۳۳	۴۹/۶۹۵۰۸	۲۴/۹۲۰۷۸	۲۷/۸۳۴۱۸
۷	۷۷/۶۱۷۴۰	۵۵/۴۳۹۶۶	۲۸/۴۷۵۶۳	۱۷/۵۶۰۷۴
۸	۸۹/۷۶۲۶۵	۵۸/۲۵۶۲۷	۲۷/۲۴۶۱۹	۱۵/۷۴۲۳۹
۹	۱۰۰/۹۴۵۶	۵۰/۳۸۰۴۰	۳۳/۷۴۱۳۵	۱۷/۷۱۷۷۰
۱۰	۱۳۸/۴۱۶۷	۴۷/۰۰۹۹۸	۳۵/۰۱۹۴۹	۱۸/۶۴۳۰۹
۱۱	۱۶۵/۶۶۸۶	۴۵/۸۶۸۵۱	۴۰/۸۴۰۸۷	۲۵/۹۸۶۷۲
۱۲	۱۹۵/۹۹۴۹	۴۶/۲۴۰۲۱	۳۶/۴۰۲۳۴	۲۸/۲۴۱۹۴
۱۳	۳۳۷/۷۷۸۱	۴۱/۳۹۸۸۵	۴۰/۳۸۴۳۷	۱۹/۵۹۵۶۰۵
۱۴	۴۴۸/۴۹۹۲	۴۲/۶۸۱۱۶	۳۳/۷۰۴۴۸	۲۵/۱۰۳۲۱
۱۵	۵۹۹/۰۰۷۶	۵۰/۵۹۹۳۵	۲۸/۱۱۵۴۶	۲۲/۹۳۴۲۶
۱۶	۷۸۳/۸۱۴۹	۴۳/۳۷۳۰۱	۳۰/۱۴۴۹۸	۲۷/۱۶۵۱۰۵
۱۷	۹۵۰/۲۶۹۴	۴۵/۰۱۷۸۸	۳۰/۴۲۴۰۵	۲۵/۴۰۰۴۲۳
۱۸	۱۰۲۱/۳۳۰	۴۲/۶۳۲۳۷	۳۶/۷۴۲۱۹	۲۲/۳۵۴۵۳۰
۱۹	۱۵۵۱/۴۸۶	۲۲/۱۷۶۶۸	۵۷/۷۴۰۵۹	۲۱/۹۶۴۹۴
۲۰	۱۷۵۸/۰۷۱	۳۰/۹۰۸۶۷	۵۰/۱۸۷۱۸	۲۰/۸۸۶۷۱

منبع: یافته های تحقیق

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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

یکی از ساده ترین روشهایی که برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها مورد استفاده قرار می‌گرفته 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 می‌کند، 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 ارائه نمی‌کند.

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. به طور 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:

$$X_t = A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_kX_{t-k} + U_t \qquad ,U_t \sim IN(0,\Sigma) \qquad (۱۰)$$

در رابطه بالا X_t و وقفه های آن بردارهای $K \times 1$ مربوط به متغیرهای الگو هستند. A_i برای $i=1,\dots,k$ 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:

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

به طوری که:

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

1. Vector Error Correction Model (VECM)
2.Cointegration Vector

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

ماتریس Π نشان دهنده روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل است. در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان دهنده سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است. I نیز در این مدل نشان دهنده 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 ابتدا تعداد بردارهای هم انباشتگی مشخص شود. برای این منظور از آماره های تریس[1] و ماکزیمم مقادیر ویژه[2] 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 مبدأ و روند زمانی در بردار همجمعی، الگوی مناسب انتخاب گردد که در این رابطه، پنج الگو مورد آزمون قرار می گیرد. این پنج 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 *تریس* و ماکزیمم مقادیر ویژه رد می‌شوند؛ لیکن در الگوی سوم پذیرفته می شوند. در نتیجه الگوی سوم مناسب ترین الگو برای تحلیل هم انباشتگی مدل ارائه شده در این مطالعه می‌باشد.

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

	H0	H1	الگوی I	الگوی II	الگوی III	الگویIV	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

1. trace
2. Maximal Eigen value

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

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 آزمون‌های اثر و ماکزیمم مقادیر ویژه، وجود یک بردار هم انباشتگی برای مدل تأئید شد. بردار هم‌انباشتگی 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	۰/۰۰۴	۰/۰۲-
PP	۰/۰۲۲	۰/۱۱-
C	۰/۶۴۴-	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 به دست آمد:

LTPX=۰/ ۳/۲۲-۰/۰۲LRER-۰/۱۱LPP (۱۲)

آمارهt : (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 درصد 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 عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس ارائه شده در بخشهای قبلی، تأثیر شوک های قیمتی بر شاخص قیمت بورس در کوتاه مدت مثبت است؛ زیرا در شرایط تورمی و وجود شوک های قیمتی، به طور متوسط سود اسمی شرکتها پس از مدت زمانی در کوتاه مدت افزایش می یابد و در نتیجه، شاخص قیمت سهام نیز افزایش می یابد؛ در حالی که در واقع سودآوری افزایش نیافته بلکه سود اسمی افزایش یافته است وقتی سود اسمی افزایش می‌یابد، قیمت اسمی سهام نیز افزایش می‌یابد و در نتیجه در کوتاه مدت، شاخص قیمت سهام افزایش می یابد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

اما همان طور که از نتایج حاصل از آزمون جوهانسون به دست 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 می‌یابد، افزایش هزینه‌های 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 و 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 سرمایه‌گذاران افزایش می یابد که این افزایش نیز موجب کاهش ارزش ذاتی سهام می شود و در نتیجه در سالهایی که نرخ تورم بالا باشد، بازدهی واقعی و کیفیت سود واقعی سهام شرکتها 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 به دست 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 می‌یابد. در چنین تحلیلی در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی، سود آنها افزایش می‌یابد و در نتیجه شاخص قیمت سهام افزایش می‌یابد.

تأثیر منفی شوک های ارزی بر قیمت سهام نیز از ابعاد مختلف اقتصادی قابل بررسی است. تغییرات نرخ ارز می تواند باعث تحت تأثیر قرار گرفتن برنامه های تولیدی شرکتها شود، مخصوصاً شرکتهایی که دارای بدهی‌های ارزی فراوانی هستند زیرا با افزایش نرخ ارز به منابع مالی بیشتری نیاز دارند تا بتوانند به همان میزان قبلی تولید کنند که باعث افزایش حجم سرمایه در گردش شرکتها می شود. در این صورت شرکتها یا باید فعالیت خود را کاهش دهند و یا اقدام به تأمین مالی از بازار سرمایه کنند. که با افزایش قیمت مواد اولیه و مواد مورد نیاز شرکتها از خارج، سود این شرکتها کاهش و در نتیجه منجر به کاهش قیمت سهام شرکتها می‌شود و بالطبع بر شاخص کل

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

قیمت نیز تأثیر منفی دارد. از طرف دیگر با بروز نوسانات قیمت ارز واقعی، شرکتها یک ریسک سیستماتیک را متحمل خواهند شد که باعث کاهش قیمت سهام می‌شود.

۷- نتیجه گیری و پیشنهادات:

با توجه به اینکه بر مبنای مطالعات انجام شده قبلی خارجی و داخلی، در باره رابطه نوسانات نرخ ارز و تورم بر بازدهی واقعی سهام اتفاق نظر 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 به کارگیری روش خود رگرسیون 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 به دست آمده نشان می‌دهد 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 ارائه می‌شود:

با توجه به اینکه یکی از وظایف دست اندرکاران بورس اوراق بهادار، تعیین قیمت سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس می باشد و این قیمت باید نشان دهنده 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 قیمت‌گذاری سهام شرکتها، نوسانات نرخ ارز و قیمتها لحاظ شود.

سرمایه گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه گذاران جدید، می‌باید 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 شرکتها 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 برای تضمین حداقل عایدی سهامداران، لازم است راهکارهایی از قبیل کوپن سهام، سهام با تضمین سودآوری، ابداع روشهای نوین بازارگردانی، بیمه

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]

نمودن سرمایه گذاری، حمایت نمودن از سرمایه گذاران به طریق مختلف، مورد بررسی و اجرا قـرار گیرد.

با توجه به اینکه شوک های ارزی و قیمتی در بلندمدت با شاخص قیمت سـهام بـورس رابطـه عکس دارد، پیشنهاد می گردد که مدیران مالی شرکتها اگر به دنبال سرمایه گـذاری دارایـی هـای شرکت در بازار سرمایه به صورت سهام هستند، نسبت سرمایه گذاری در این بازار را کاهش و در منابعی که دارای بازدهی بالاتری هستند، سرمایه‌گذاری نمایند و اگر به دنبال جذب سرمایه هستند، مـی‌تواننـد دست به انتشار سهام بزنند زیرا بدهی‌های واقعی شرکت (علی‌رغم ثبات بدهی‌هـای اسـمی شـرکت) در نتیجه کاهش قیمت سهام، کاهش می یابند.

با توجه به اینکه شوک‌های ارزی و قیمتی از نظر مدیران بنگاه برونزا بوده و قـدرت تأثیرگـذاری 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 ارزیـابی‌شـان بیـشتر بـه عملکـرد واقعی شرکت و سودآوری آن توجه داشته باشند و در تحلیل ها و تصمیمات خود دید بلندمـدت را مد نظر قرار دهند تا موجب گمراهی آنها و اشتباه در تصمیم گیری نشود.

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

منابع و ماخذ :

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

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.

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

اسلاملوییان، کریم و زارع، هاشم (۱۳۸۵) بررسی تاثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه های توزیعی؛ فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران.

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

دوانی، غلامحسین(۱۳۸۲) بورس، سهام و نحوه قیمت گذاری سهام؛ تهران: نشر نخستین.

زارع، هاشم و رضایی، زینب (۱۳۸۵) 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.

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

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

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.

Aygoren Hakan , Hakan Saritas (2004) Impact of Inflation on Turkish Stock Price" - Pamukkale university, p. 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, vol. 5, issue 3, pp. 209-225.

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

Bhattacharya, B. and J. Mukherjee(2002) 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.

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

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

Chopin Marc , Zhong Maosen, Stock Returns (2000) Inflation and the Macro economy; University of Texas,, p. 23.

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

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

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

Kwon , chang, (1995) Empirical treats of macro economic arialles; Wirginia Common Wealth University ph. D. thesis.

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

Li and Hu (1980) Responses of the stock market to macroconomic Factors; IMF working paper.

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

Olan T.Henry, Nilss olekalns, and Jonatlan thong(1990) Department of Economics; The university of Melborn.

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

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

Sadorsky, Perry(2003) The macroeconomic determinants of technology stock price volatility; Review of Financial Economics, Volume 12, Issue 2, PP. 191-205.

Sharpe, W. F(1995) Investments; Prentice Hall, Inc.

sheikh, amir(2002) Barras Risk Models; presented in Barra News letter.

Van Greuning, Hennie and Sonja Brajovic Bratanovic (1999) Analyzing and managing Banking Risk: A Framework for Assessing Corporate Governance and Financial Risk; second edition, World Bank.

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

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

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

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-05-28]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.1.3.7]