اثر سیاست های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران

مسعود نونژاد[1]
بهزاد زمانی کردشولی[2]
سید مجتبی حسین زاده یوسف آباد[3]

دریافت: ۱۳۹۱/۴/۳ پذیرش: ۱۳۹۱/۶/۶

چکیده

سیاست پولی همواره یکی از متغیرهای تاثیر گذار بر شاخص قیمت سهام در بورس های معتبر دنیا است. از آن جایی که تاثیرات این متغیر می تواند پیامد هایی همچون تغییر توزیع درامد و تبعات رفاهی فراوانی در هر جامعه ای داشته باشد، بررسی و برآورد این تاثیرات حائز اهمیت است. در مطالعه ی حاضر سعی شده است تا اثر متغیر مذکور بر شاخص قیمت اسمی و حقیقی سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده های فصلی سال های ۱۳۸۷-۱۳۶۹ بررسی شود.
تجزیه و تحلیل داده های مورد استفاده در این مطالعه با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری[4] و توابع واکنش آنی[5] و تجزیه واریانس[6] صورت گرفته است.نتایج به دست آمده حاکی از این است که سیاست پولی اثر مثبت بر شاخص قیمت اسمی و حقیقی سهام دارد.

واژگان کلیدی:سیاست پولی، شاخص قیمت اسمی و حقیقی سهام، الگوی خود رگرسیون برداری، ایران.
طبقه بندی JEL: E5, C58, Q49

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز گروه اقتصاد، (نویسنده مسئول)
Email: mnonejad.iaushiraz@yahoo.com
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، Email: behzadshab@yahoo.com
۳. کارشناس ارشد اقتصاد، کارشناس بانک توسعه صادرات و عضو باشگاه پژوهشگران جوان،
Email: sm1365h@gmail.com

4. Vector Auto Regressive
5. Impulse Respone Function
6. Variance Decomposition

۱. مقدمه

بازارهای مالی با فراهم کردن نقدینگی، کاهش هزینه معاملات از طریق کاهش هزینه جست و جو و کاهش هزینه اطلاعات، مکان مناسبی برای سوق دادن پس اندازهای راکد مردم به سمت تولید و تامین سرمایه شرکت ها و موسسات اقتصادی است. از جمله مهم ترین و پرطرف دارترین بازارهای مالی در اغلب کشورها، بازارهای سهام هستند. رفتار نوسانات بازار سهام همواره مورد بحث و بررسی قرار داشته است. به دلیل اهمیت بازارهای سهام در جذب پس اندازهای کوچک و بزرگ، بحث پیرامون تعیین عوامل موثر بر نوسانات بازار سهام همواره مورد توجه بوده است.

بازارهای مالییکی از بازارهای تاثیر گذار در اقتصاد هر کشور می باشد. رکود و رونق بازار بورس پاره ای از کشورها نه تنها اقتصاد ملی بلکه اقتصاد جهان را نیز تحت تاثیر قرار می دهد. به عنوان مثال بحران اقتصادی در سال ۱۹۲۹ (بحران بزرگ)، که تا سال ۱۹۳۳ اغلب کشورهای سرمایه داری اروپا و آمریکا را با رکود و بیکاری بی سابقه ای مواجه ساخت، از بورس اوراق بهادار نیویورک شروع شد. هم چنین بحران سال ۱۹۹۷ که کشورهای جنوب شرقی آسیا را فرا گرفت و بر روی اقتصاد جهانی از جمله اقتصاد کشورمان از طریق کاهش تقاضای کشورهای مزبور برای نفت خام کشورمان و سقوط قیمت نفت تاثیر گذاشت از بازارهای بورس کشورهای مزبور شروع شد و به بخش های دیگر اقتصادی و نیز اقتصاد کشورهای دیگر سرایت نمود.بنابراین بین تحولات بورس و رکود و رونق اقتصادی رابطه معنی داری وجود دارد و متقابلاً سیاست گذاری های کلان در هر کشوری مخصوصا متغیرهای کلان اقتصادی و بویژه متغیرهای پولی، بازار بورس آن کشور را متاثر می سازد (کریم زاده، ۱۳۸۳).

سیاست های پولی به سیاست هایی اطلاق می شود که مقامات پولی از طریق تغییر در طرضه پول و یا تغییر در انتظارات عامه در باره نرخ بهره آینده یا هر دو، متغیرهای حقیقی اقتصاد را تحت تاثیر قرار می دهند. مهمترین نقش سیاست های پولی کنترل حجم پول و نقدینگی کل است و در واقع از این طریق بر سایر متغیرهای اقتصادی اثر می گذارد. از آنجا که حجم پول به عنوان یکی از متغیرهای بسیار مهم و حساس در سطح کلان اقتصادی

مطرح است، لذا هرگونه عدم ثبات در آن می تواند منجر به بروز نوساناتی در سایر متغیرهای کلان اقتصادی گردد.

از زوایای مختلفی می توان نحوه اثر گذاری میزان حجم پول بر شاخص قیمت سهام را بیان نمود. از دیدگاه «اثر مانده حقیقی»[1] افزایش نقدینگی موجب به هم خوردن تعادل مانده حقیقی پول می شود. امّا از آنجا که افراد تمایل دارند تعادل مانده حقیقی خود را حفظ کنند سعی می کنند حجم پول اضافی را به طرف خرید سایر داراییهای مالی از جمله سهام سوق دهند. لذا از این دیدگاه ملاحظه می شود که افزایش حجم پول موجب افزایش تقاضا و بالتبع آن افزایش قیمت سهام می شود.

از سوی دیگر با اجرای سیاست پولی انبساطی توسط بانک مرکزی، نقدینگی در جامعه افزایش خواهد یافت که بیشترین اثر این سیاست، کاهش نرخ بهره است. هرچند در اقتصاد ایران نرخ بهره به صورت دستوری توسط مقامات پولی تثبیت می شود امّا با بالا رفتن میزان تسهیلات وقتی نرخ بهره ثابت است، نرخ بهره را در بازار غیر رسمی کاهش می دهد و پایین آمدن این نرخ بهره موجب بالا رفتن تقاضا برای سهام و در نتیجه افزایش قیمت سهام می شود.

در اقتصاد ایران هرگاه به عللی بازده ریسک سرمایه گذاری ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی بویژه متغیرهای پولی تغییر کند، می تواند به شدت گزینه های سرمایه گذاری را تحت تاثیر قرار دهد. شواهد کلی در اقتصاد ایران حاکی از این است که سرمایه گذاری در بازار بورس اوراق بهادار عمدتا به سرعت نسبت به تغییرات کلان اقتصادی واکنش نشان می دهد. بدیهی است این خود عاملی است که سرمایه گذاری در بورس اوراقبهادار را می تواند به شدت تحت تاثیر قرار دهد. این امر زمینه گسترش هرچه بیشتر اقتصاد زیر زمینی و حرکت سرمایه از بازارهای مالی به سوی سایر بازارهای ناسالم را هموار می سازد(کشاورز،۱۳۸۶).

عوامل موثر بر قیمت سهام را می توان به دو دسته داخلی و خارجی تقسیم کرد، عوامل داخلی عبارتند از: سیاست تقسیم سود، سهام جایزه و تجزیه سهام، کیفیت اطلاعات مالی، مدیریت و صنعت. عوامل خارجی عبارتند از: عوامل فرهنگی، عوامل سیاسی-اجتماعی،

۱.Real balance effect

عوامل فنی (تکنولوژیک)، کارگزاران و بورس بازان، بازدهی سایر دارایی ها و متغیرهای کلان اقتصادی. منظور از متغیرهای کلان اقتصادی متغیرهایGNP، سیاست پولی و مالی، مالیات، تورم، بهره، پس انداز، بدهی های خارجی و نرخ ارز می باشد(اله بخش، ۱۳۷۵).

بر اساس مدل تنزیل جریان نقدی زیر قیمت های سهام برابر هستند با ارزش حال سود سهام:

$$S_t = E_t\left[\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{1}{1+R}\right)^{j} D_{t+j}\right] + E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^{k} S_{t+k}\right] \qquad (۱$$

که در آن E_t انتظارات شرطی بر اساس اطلاعات در دسترس شرکای سهام در زمان R،t نرخ بازدهی هست که توسط شرکای بازار سهام برای سود سهام آینده تنزیلی مورد استفاده قرار می گیرد و k افق زمانی سرمایه گذار می باشد. سیاست پولی از دو طریق بر بازدهی بازار سهام تاثیر می گذارد:

اول، یک اثر مستقیم بر بازدهی سهام با تغییر نرخ تنزیل، به طور مثال سیاست پولی انقباضی باعث افزایش نرخ تنزیل می شود که این افزایش باعث کاهش قیمت سهام و در نتیجه فعالیت کمتر اقتصادی در آینده می شود، دوم،یک اثر غیر مستقیم بر ارزش سهام بنگاه ها توسط تغییرات جریان نقدینگی مورد انتظار آینده. انتظار می رود که سیاست پولی انبساطی سطح فعالیت های اقتصادی را افزایش بدهد و قیمت های سهام نیز در جهت مثبت عکس العمل نشان دهند. بنابراین فرض بر وجود ارتباط بین سیاست های پولی و مجموع اقتصاد حقیقی است.

از آنجایی که سیاست پولی انبساطی باعث افزایش فعالیت های اقتصادی، افزایش قیمت سهام و افزایش عایدی سهام می شود و سیاست پولی انقباضی عکس آن است، در نتیجه شرکت کنندگان در بازار سهام توجه زیادی مبنی بر انبساطی و یا انقباضی بودن سیاست پولی میکنند. از نظر تئوری رابطه بین حجم پول و شاخص کل قیمت سهام مثبت است، زیرا افزایش نقدینگی تقاضا برای دارایی ها و از جمله سهام را افزایش می دهد در نتیجه با افزایش تقاضا برای سهام قیمت آن بالا می رود.

هرگونه تصمیم گیری یا جهت گیری در مورد برنامه ریزی آتی هر نهاد، مستلزم آگاهی یافتن از وضعیت موجود است. طبیعی است که سیاست گذاری های آتی نیز باید با توجه به

وضعیت موجود انجام شود. برای تحقق یافتن این امر استفاده از اطلاعات سری زمانی متغیرهای مختلف ضروری است، تا بتوان روابط پایدار بین متغیرها را آزمون کرده و نتایج را مورد ارزیابی قرار داد. لذا شناخت عوامل موثر بر بازار سهام میتواند به جهت دهی سرمایه گذاران در بازار سرمایه، کمک قابل ملاحظه ای نماید.

در این مطالعه به دنبال بررسی رابطه میان سیاست پولی و شاخص قیمت سهام در ایران هستیم و برای بررسی این رابطه از روش الگوی خود رگرسیون برداری با استفاده از توابع توابع عکس العمل تحریک و تجزیه واریانس استفاده می کنیم.در بخش دوم چند مطالعه خارجی و داخلی را مورد مطالعه قرار می دهیم، سپس در بخش سوم مبانی نظری تحقیق از جمله الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و نظریه اساسی فیشر را توضیح می دهیم و در بخش چهارم به تصریح مدل و تخمین آن می پردازیم و در نهایت در بخش پنجم نتایج تحقیق را ارائه می دهیم.

۲. مطالعات تجربی

گراهام[1] (۱۹۹۵) به بررسی رابطه بین بازدهی سهام، نرخ تورم، نرخ رشد GNP واقعی، نرخ بیکاری و درصد کسری بودجه نسبت به GNP طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۵۳ در ایالات متحده آمریکا می پردازد. نتایج نشان می دهد که در دوره های زمانی (۱۹۷۵-۱۹۵۳) و (۱۹۹۰-۱۹۸۲) رابطه بازدهی سهام و نرخ تورم منفی است و سیاست پولی نسبت به نرخ بیکاری خنثی است اما در دوره زمانی (۱۹۸۲-۱۹۷۶)رابطه بازدهی سهام و نرخ تورم مثبت است، جهت گیریسیاست پولی مخالف سیکل تجاری است.همچنین نتایج آزمون علیت نشان می دهد که رشد حجم پول علت گرنجری تورم در دوره زمانی (۱۹۹۰-۱۹۵۳)می باشد.

مراداوغلو و متین[2] (۱۹۹۶) به بررسی رابطه بلند مدت بین شاخص قیمت سهام، نرخ بهره،نرخ ارز (دلار)، شاخص قیمت مصرف کننده (نرخ تورم)، حجم پول و نقدینگی طی دوره زمانی ۱۹۹۳-۱۹۸۶ در اقتصاد ترکیه می پردازند. نتایج کوتاه مدت نشان می دهد که بازدهی سهام با تفاضل نرخ بهره و تفاضل نرخ ارز رابطه منفی دارد و حجم پول تاثیر مثبتی بر بازدهی سهام دارد. . نتیجه مهم دیگر این است که قیمت سهام قابل پیش بینی است و

1. GrahamFred
2. MuradogluYazGulnur and MetinKivilcim

بنابراین بازار بورس استانبول نسبت به متغیرهای پولی کارا نیست. نتایج بلند مدت نشان می دهد که انتشار اوراق خزانه، نرخ ارز،نرخ بهره و نرخ تورم در بلند مدت اثر معکوس بر شاخص قیمت سهام بورس استانبول دارد ولی شاخص قیمت سهام با حجم پول رابطه مثبت دارد. نتایج آزمون همجمعی نشان می دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای پولی وجود دارد.

مدسن[1] (۲۰۰۲) به بررسی رابطه بین بازدهی سهام و متغیرهای کلان اقتصادی برای کشورهایOECD در محدوده زمانی(۱۹۹۵-۱۹۶۲) با استفاده از روش OLS می پردازد. نتایج نشان می دهد نرخ تورم و تفاضل نرخ بهره تاثیر منفی و نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد درامد ملی تاثیر مثبت بر بازدهی سهام دارند. البته ضریب براورد شده نرخ رشد نقدینگی از نظر آماری معنی دار نمی باشد.

ابراهیم[2] (۲۰۰۳) با استفاده از یک الگوی خود همبسته برداری به بررسی تاثیر شاخص های کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام برای دوره زمانی ژانویه ۱۹۷۷ تا آگوست ۱۹۹۸ پرداخته است. نتایج نشان می دهد که بین شاخص قیمت سهام مالزی، متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام بازارهای ژاپنو آمریکا رابطه همجمعی وجود دارد. متغیرهای عرضه پول، شاخص قیمت مصرف کننده و تولیدات صنعتی، ارتباط مثبت و درمورد نرخ ارز ارتباط منفی برقرار بوده است. بین بازار سهام مالزیو ژاپن وجود یک ارتباط مثبت و بین بازار مالزی و آمریکا یکارتباط منفی بلند مدت(در کوتاه مدت یک ارتباط مثبت)وجوددارد.

یونیدیس و کونتونیکاس[3] (۲۰۰۸) به بررسی تاثیر سیاست های پولی بر قیمت های سهام در ۱۳ کشور OECD طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۷۲ می پردازد. نتایج نشان می دهد که سیاست پولی بر بازدهی سهام اثر قابل توجهی دارد دارد. بدین ترتیب که اگر سیاست پولی انبساطی باشد، باعث کاهش نرخ تنزیل می شود و در نتیجه قیمت سهام بیشتر می شود و فعالیت های اقتصادی آینده نیز افزایش می یابد و بر عکس.

1. Madsen B.Jakob
2. Ibrahim.M.H
3. Ionnidis andKontonikas

آلاجیده[1] و دیگران (۲۰۱۰) ارتباط علّی بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام را بررسی کرده اند. نتایج این تحقیق حکایت از وجود این رابطه درکوتاه مدت برای کشورهای کانادا، انگلستان و سوییس و از سوی نرخ ارز به سوی شاخص قیمت داشته است. اما عکس این رابطه تنها برای کشور سوییس مورد تأیید قرار گرفته است.

کاتی[2] (۲۰۱۰) براساس آزمون علّیت گرنجری نشان داد علیرغم فقدان وجود رابطه ی علّی در بلند مدت، درکوتاه مدت نوسانات در شاخص قیمت سهام معلول تغییرات نرخ ارز بوده است.

ژائو[3] (۲۰۱۰) درمطالعه ای رابطه پویای بین نرخ ارز واقعی وقیمت سهام درکشور چین را طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۱ بررسی نموده است. دراین مطالعه از مدل های چند متغیره GARCH استفاده شده است. نتایج نشان می دهند که رابطه تعادلی بلند مدت پایدار بین نرخ ارز واقعی وقیمت سهام وجود ندارد و تغییرات گذشته در بازار سهام اثر بزرگتری بر نوسانات آتی بازار ارز دارد. همچنین، اثرات سرریزی نوسانات به صورت دوسویه مابین دو بازار وجود دارد.

سوباری و صالیحو[4] (۲۰۱۰) اثر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام کشور نیجریه را طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۱ و با استفاده از مدل هایGARCH و مدل تصحیح خطا بررسی نمودند. نتایج حاصله نشان میدهندکه نوسانات نرخ ارز اثر منفی و معناداری برقیمت سهام دارد، درحالی که نرخ بهره و نرخ تورم رابطه بلند مدتی با بازار سهام ندارد.

چینزرا[5] (۲۰۱۱) رابطه نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را با استفاده از مدلهای GARCH-VAR برای آفریقای جنوبی مورد بررسی نمود. یافته های وی نشان دهنده وجود رابطه دو طرفه بین این متغیرها میباشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی داری بر روی نوسانات بازار سهام دارد.

مصطفی کریم زاده (۱۳۸۳) به بررسی رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از تکنیک همجمعی در اقتصادایران طی دوره (۱۳۸۱-۱۳۷۵)

1. Alagide
2. Kutty
3. Zhao
4. Subair andSalihu
5. Chinzara

پرداخته است. نتایج برآورد رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی حاکی از آن است که یک بردار همجمعی بین شاخص قیمت سهام بورس و متغیرهای پولی وجود دارد. نوع رابطه بلند مدت به این صورت است که بین شاخص قیمت سهام بورس و نقدینگیبک رابطه بلند مدت مثبت و معنی دار وجود دارد و رابطه شاخص قیمت سهام بورس با نرخ ارز حقیقی و نرخ سود بانکی واقعی منفی و معنی دار می باشد.

غلامرضا کشاورز حداد و امین مهدوی(۱۳۸۴) به بررسی نقش بازار سهام در سازوکار انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل هایARCH و GARCH پرداخته اند. نتایج نشان می دهد که علیت از سمت میزان نرخ رشد اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی و نرخ رشد عرضه پول به سمت بازده بازار سهام وجود دارد و بین نرخ ارز و بازده بازار سهام علیت دوطرفه وجود دارد. بازار سهام کانالی برای انتقال سیاست پولی در ایران نیست.

شیلا کشاورز (۱۳۸۶) به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران طی دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۵ با استفاده از یک مدل تصحیح خطا پرداخته است. نتایج برآورد حاکی از این است که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت ها به صورت مستقیم بوده و قیمت سهام ارتباط معکوسی با حجم پول و نرخ ارز دارد. در ضمن ضریب تصحیح خطای الگو نشان می دهد که در هر دوره تنها ۶ فصل طول می کشد تا عدم تعادل موجود برطرف شود که این سرعت تعدیل بسیار پایین است.

پرویز سعیدی و عبدالله امیری (۱۳۸۷) به بررسی رابطه ی متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۷ ساله (۱۳۸۶-۱۳۸۰) پرداخته اند. نتایج نشان می دهد که بین شاخص قیمت مصرف کننده خانوار شهری، نرخ ارز و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود ندارد و بینقیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنی داری وجود دارد و نوع رابطه معکوس می باشد.

عباسیان و دیگران (۱۳۸۷)در مطالعه ای به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ ارز، تراز تجاری، تورم، نقدینگی و نرخبهره) طی دوره زمانی ۸۴-۱۳۷۷پرداخته اند. یافته های تحقیق نشان دهنده اثر مثبت نرخ ارز و تراز تجاری در بلند مدت بر بورس اوراق بهادار و اثر منفی تورم، نقدینگی و نرخ بهره است.

خسرو پیرایی و محمدرضا شهسوار(۱۳۸۸) به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۰ می پردازند. نتایج حاکی از آن است که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت ها به صورت مستقیم بوده و قیمت سهام ارتباط معکوس با حجم پول و نرخ ارز دارد. ضریب تصحیح خطای الگو نیز نشان می دهد که در هر دوره ۱۵ درصد از عدم تعادل موجود، برطرف شده که بیانگر سرعت تعدیل بالا می باشد.

زهرا نصراللهی و دیگران (۱۳۹۰) در مقاله ای تحت عنوان "بررسی رابطه یبین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران (رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری) " به تجزیه وتحلیل تأثیر برخی از متغیرهای اقتصادی مانند نرخ ارز، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت طلا و ارزش افزوده بخش صنعت، بر شاخص بورس اوراق بهادار با استفاده از الگوی بردارهای خودرگرسیونی (VAR) و مدل تصحیح خطای برداری(VECM) در دوره زمانی ۸۵-۱۳۷۰ پرداخته شده است. براساس نتایج این تحقیق درکوتاه مدت شاخص قیمت سهام تحت تأثیر مقدار شاخص قیمت سهام در دوره های قبل، نرخ ارز و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت قرار داشته است. اما در بلند مدت شاخص قیمت سهام تحت تأثیر شاخص قیمت طلا، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز، ارزش افزوده ی بخش صنعت وصادرات قراردارد.

حمیدرضا حلافی و سید ناصرسعیدی (۱۳۹۱) در مطالعه ای تحت عنوان "بررسی واکنش های متقابل نا اطمینانی در نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران" ارتباط متقابل نا اطمینانی در نرخ دلار و شاخص کل قیمت سهام بورس تهران و عکس العمل های پویای هر کدام نسبت به دیگری مورد بررسی تجربی قرارگرفته است. برای این منظور از نرخ ارز دلار به ریال و شاخص کل قیمت سهام بورس تهران به صورت ماهانه طی دوره ی مهر ۱۳۸۳ تا مهر ۱۳۸۹ استفاده شده است. علت استفاده از این دوره، همزمانی آن با بحران مالی جهان و بررسی تأثیرات آن برشاخص های پولی و مالی اقتصاد ایران بوده است. براساس نتایج این تحقیق، وجود حداقل یک رابطه ی تعادلی بلند مدت بین نا اطمینانی نرخ ارز و نا اطمینانی شاخص قیمت سهام بورس تهران تایید شده است. همچنین برای هیچکدام از وقفه های صفر تا ده، نا اطمینانی در شاخص کل قیمت سهام علت بی ثباتی در نرخ ارز نبوده است. اما

فرضیه ی عدم وجود رابطه ی علی از نرخ ارز به سمت نااطمینانی درشاخص قیمت سهام برای بسیاری ازطول وقفه ها رد شده است. بنابراین یک رابطه ی علّییک طرفه ازسوی نا اطمینانی نرخ ارز به سمت نا اطمینانی در شاخص کل قیمت سهام وجود داشته است.

۳. مبانی نظری

در این قسمت به ارائه نظریات مختلف نگه داری دارایی ها از جمله مبانی نظری الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و نظریه فیشر می پردازیم.

۳-۱)الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای(CAPM)

شناخت عوامل تاثیر گذار بر بازار سهام و پیش بینی تغییرات در این بازار همواره مورد توجه اقتصاد دانان و سیاست گذاران بوده است. جهت مشخص نمودن عوامل موثر بر شاخص قیمت در بازار سهام، باید به نحوه تعیین قیمت اوراق بهادار توجه نمود.

در الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، قیمت هر دارایی از جمله سهام نشان دهنده قیمت جاری بازده مورد انتظار ان دارایی می باشد، لذا در بحث قیمت سهام هر عاملی که بر بازده انتظاری سهام تاثیر گذار باشد بر قیمت سهام نیز موثر خواهد بود.

لوکاس[1] در مقاله خود یک اقتصاد کاملا ساده که داراییک کالا و یک مصرف کننده می باشد را با شرایط زیر در نظر می گیرد. در این اقتصاد مصرف کننده تابع مطلوبیت انتظاری خود را که به صورت زیر می باشد، حداکثر می نماید:

$$E[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t)] \qquad (۲$$

که در آن C_t میزان مصرف در دوره t ام، U(0) تابع مطلوبیت، β عامل تنزیل و E عملگر امید ریاضی می باشد.در این اقتصاد تولید کالای مورد نظر (y) توسط n واحد تولیدی انجام می گیرد که می توان تولید آن‌ها را در دوره t ام به صورت بردار $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$ در نظر گرفت. بنابراین در مورد میزان مصرف در دوره t ام خواهیم داشت:

1. Lucas.R.E

$$0 \le C_t \le \sum_{t=1}^{n} Y_{it} \quad (۳$$

هم چنین مالکیت هر یک از واحدهای تولیدی به صورت سهام در یک بازار رقابتی و در هر دوره تعیین می گردد. قیمت سهام هر واحد بر مبنای پرداخت حقیقی آتی به هر سهم تعیین می شود و قیـمت سهام این واحدها برای دوره t ام را می تـوان به صـورت بردار $P_t = (P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{nt})$ نشان داد. هم چنین سهم یک مصرف کننده از مالکیت این واحدها در دوره t ام با بردار $Z_t = (Z_{1t}, Z_{2t}, \dots, Z_{nt})$ نمایش داده می شود. لوکاس بیان می کند در این اقتصاد که تنها یک کالا و مصرف کننده وجود دارد تمامی مقادیر معین هستند و به عبارت دیگر مصرف هر دوره برای تولید آن دوره$(C_t = \sum_{i=1}^{n} Y_{nt})$و سهم مصرف کننده از تمامی واحدهای تولید کننده برای همه دوره های زمانی برابر یک می باشد.

$Z_t = (1,1, \dots, 1)$) برای همه ی دوره های t)، بنابراین تنها نکته اصلی تحلیل، تعیین رفتار قیمت تعادلی سهام خواهد بود(لوکاس، ۱۹۷۸، ۱۴۳۰).

لوکاس برای تعیین رفتار قیمت تعادلی بر این نکته تاکید می کند که همه اطلاعات پیرامون وضعیت فیزیکی حال و آینده در مورد این اقتصاد، در بردار تولید جاری(Y) جمع گردیده است و با توجه به بازگشتی بودن ترجیحات و با فرض ثبات تابع P(0) در همه دوره ها، نشان می دهد که بازار سهام یک مساله یکسان را برای هر دوره حل می نماید. لذا قیمت تعادلی (به شرط ان که همواره از رفتار سیستماتیک تبعیت کند) باید به صورت تابعی از شرایط اقتصادی$(P_t = P(Y_t))$نشان داده شود.

هم چنین از نظر لوکاس، میزان مصرف و تصمیم در مورد سبد داراییک مصرف کننده (Z_{t+1}, C_t) به سبد دارایی اولیه او (Z_t)، قیمت هایی که با آنها روبرو است (P_t) و اطلاعاتی که در مورد وضعیت کنونی و آینده اقتصاد دریافت کرده است (Y_t) بستگی دارد. لذا رفتار او را می توان به وسیله قوانین ثابت تصمیم گیری(C(0 و g(0) به صورت زیر توضیح داد:

$$C_t = C(Z_t, Y_t, P_t) \quad (٤$$

$$Z_{t+1} = g(Z_t, Y_t, P_t) \quad (۵$$

بنابراین اگر رفتار آینده قیمت ها $(P(Y_t))$ تعیین و مشخص باشد آنگاه مصرف کننده توانایی بهینه نمودن توابع مذکور را دارد. با توجه به مطالب فوق از یک سو با داشتن قیمت ها می توان رفتار مصرف کننده را مشخص نمود و از سوی دیگر با تعیین شدن قواعد تصمیم گیری مصرف کننده$(g(0), C(0))$ می توان قیمت های جاری سهام که باعث تسویه بازار می گردند را تعیین نمود (لوکاس، ۱۹۷۸، ۱۴۳۱).

با توجه به مطالب فوق می توان یک الگویی نزدیک به مدل ارائه شده توسط لوکاس را به صورت زیر نشان داد که در ان قیمت سهام، ارزش جاری سود مورد انتظار سهام می باشد (کیا[1]، ۲۰۰۳a، ۳۸)

$$P_t = E_t\left[\frac{D_{t+1}+P_{t+1}}{(1+R_t)^n}\right] \quad (۶)$$

که در آن: P_t قیمت سهام در زمان t، D_{t+1} سود پرداختی بین دوره t و t+1 (پرداختی به نگه دارنده سهام بین ۲ دوره)، R_t نرخ بهره در زمان t، E_t عملگر امید بر اساس اطلاعات در زمان t می باشند. برایP_{t+1} نیز چنین رابطه ای را می توان نوشت:

$$P_{t+1} = E_t\left[\frac{D_{t+2} + P_{t+2}}{(1 + R_{t+1})}\right] \quad (۷$$

که با جایگذاری آن در P_t خواهیم داشت:

$$P_t = E_t\left[\frac{D_{t+1}}{(1 + R_t)} + \frac{D_{t+2} + P_{t+2}}{(1 + R_t)(1 + R_{t+1})}\right] \quad (۸$$

حال اگر همین کار را n-1 بار تکرار کنیم و با فرض این که نرخ تنزیل تمام دوره ها برابر باشد، به عبارتی دیگر:

$$\frac{1}{(1 + R_t)} = \frac{1}{(1 + R_{t+1})} = \cdots = \frac{1}{(1 + R_{t+n-1})} \quad (۹)$$

و ارزش جاری قیمت انتظاری سهام در آینده برابر صفر باشد، یعنی:

1. kia

$$\lim_{n\to\infty} \mathrm{E_t}[\frac{\mathrm{P_{t+n}}}{(1+\mathrm{R_{t+n-1}})^{\mathrm{n}}}] = 0 \qquad (۱۰)$$

آنگاه قیمت جاری سهام (P_t) برابر با رابطه زیر خواهد بود:

$$P_t = E_t\left[\sum_{n=1}^{\infty} \frac{D_{t+n}}{(1+R_{t+n})^n}\right] \qquad (۱۱)$$

اعتبار این مدل (مدل ارزش حال در بازار سهام) در مطالعات گوناگونی مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. آکدنز[1] و همکارانش(۲۰۰۷) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تعادل عمومی قیمت گذاری دارایی ها، اعتبار این مدل و کارایی بازار را بررسی کرده اند. آنها از کرانه واریانس شرطی[2] برای آزمون این مدل استفاده کرده اند، نتایج آزمون نشان می دهد که کرانه واریانس منحرف نمی شود، بنابراین اعتبار مدل رد نمی شود و هم چنین بازار کارا می باشد.

۳-۲. نظریه اساسی فیشر[3]

دومین تئوری مورد استفاده جهت بیان مبانی نظری، نظریه اساسی فیشر است. معادله اساسی فیشر بیان می کند که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می شود، به طوری که:

$$\mathrm{R_t^r} = \mathrm{R_t^n} - \mathrm{INF_t} \qquad (۱۲$$

که در آن R_t^r نرخ بهره حقیقی، $\mathrm{R_t^n}$ نرخ بهره اسمی و $\mathrm{INF_t}$ نرخ تورم انتظاری می باشد. فیشر چنین رابطه ای را برای بازدهی سهام نیز بیان می کند، به طوری که:

$$\mathrm{RS_t^r} = \mathrm{RS_t^n} - \mathrm{INF_t} \qquad (۱۳$$

که در آن RS_t^r بازدهی حقیقی سهام و $\mathrm{RS_t^n}$ بازدهی اسمی سهام می باشد. بازدهی اسمی سهام نیز برابر است با نرخ تغییرات سهام، به طوری که:

$$\mathrm{RS_t^n} = \mathrm{dLnPS_t} \qquad (۱٤)$$

1. Akdeniz
2. Conditional Variance Bound
3. Fisher

که PS_t قیمت سهام می باشد. با توجه با این معادله، فیشر مدل اقتصاد سنجی زیر را معرفی می نماید و عنوان می کند که نرخ تورم بر بازدهی سهام تاثیر گذار می باشد:

$$\mathrm{RS_t^r} = \gamma_0 + \gamma_1 \mathrm{INF_t} + \mathrm{U_t} \qquad (۱۵)$$

در سال ۱۹۸۱ فاما[1] عنوان می کند که در معادله فیشر برخی متغیرهای کلان پولی از جمله نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته شده است. فاما با در نظر گرفتن ارتباط بازار پول و بازار بورس، برای اثبات ادعای خویش تعادل بازار پول را مورد استفاده قرار می دهد. تعادل بازار پول چنین است:

$$\frac{M_t}{P_t} = m(\mathrm{Y_t}, \mathrm{R_t}) \qquad (۱۶)$$

که در آن M_t حجم پول (اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده های دیداری مدت دار)، P_t سطح عمومی قیمت ها، Y_t درامد ملّی و R_t نرخ بهره می باشد. بنابراین فاما تقاضای پول زیر را معرفی می نماید:

$$Ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \alpha_1 LnY_t - \alpha_2 R_t \qquad (۱۷)$$

$$\alpha_1, \alpha_2 > 0$$

$$LnP_t = -\alpha_1 LnY_t + \alpha_2 R_t + LnM_t \qquad (۱۸)$$

که با دیفرانسیل گیری از این رابطه خواهیم داشت:

$$dLnP_t = -\alpha_1 dLnY_t + \alpha_2 dR_t + dLnM_t \qquad (۱۹)$$

$$dLnP_t = INF_t$$

$$INF_t = -\alpha_1 dLnY_t + \alpha_2 dR_t + dLnM_t \qquad (۲۰)$$

با جایگزینی این عبارت در معادله ۴ خواهیم داشت:

$$RS_t^r = \gamma_0 - \gamma_1\alpha_1 dLnY_t + \gamma_1\alpha_2 dR_t + \gamma_1 dLnM_t + U_t \qquad (۲۱)$$

1. Fama

این رابطه را به صورت زیر بازنویسی می کنیم:

$$RS_t^r = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + U_t \qquad (۲۲)$$

به طوری که:

$$\beta_0 = \gamma_0 \, , \beta_1 = -\gamma_1\alpha_1 \, , \beta_2 = \gamma_1\alpha_2 \, , \beta_3 = \gamma_1$$

با استفاده از رابطه موجود بین بازدهی اسمی و حقیقی سهام ($RS_t^n = RS_t^r + INF_t$)، معادله فوق را به صورت زیر می نویسیم:

$$RS_t^r = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + \beta_4 INF_t + U_t \qquad (۲۳)$$

این معادله برای قیمت سهام به صورت زیر بیان می شود:

$$LnPS_t = \beta_0 + \beta_1 LnY_t + \beta_2 R_t + \beta_3 LnM_t + \beta_4 P_t + U_t \qquad (۲۴)$$

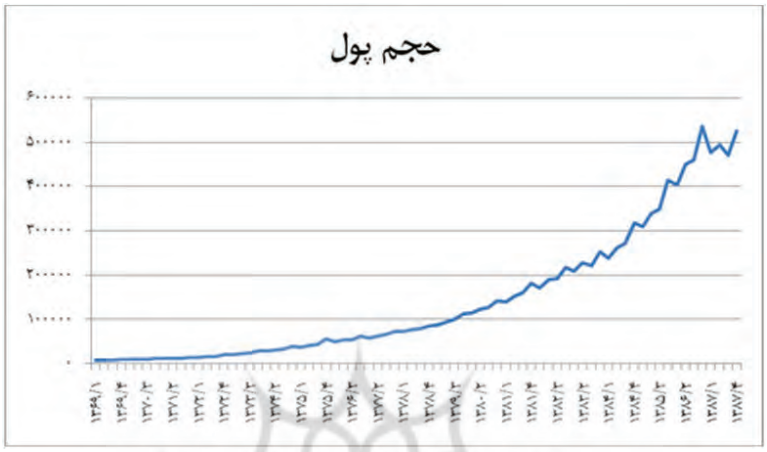
با توجه به مطالبی که در این قسمت ارایه گردید و هم چنین با توجه به مطالعات تجربی به تصریح مدل خواهیم پرداخت.

جامعه آماری و ویژگیهای آن

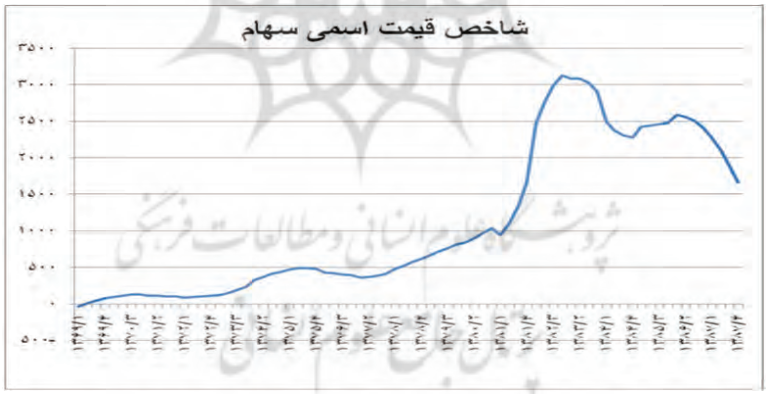
داده های مورد نیاز این تحقیق, مربوط به سال های ۱۳۸۷-۱۳۶۹ است که از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است. این داده ها که همگی به صورت فصلی هستند عبارتند از: شاخص قیمت اسمی سهام، حجم پول، شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و شاخص قیمت حقیقی سهام، در زیر این متغیرها به صورت نمودار آورده شده اند.

پرتال جامع علوم انسانی

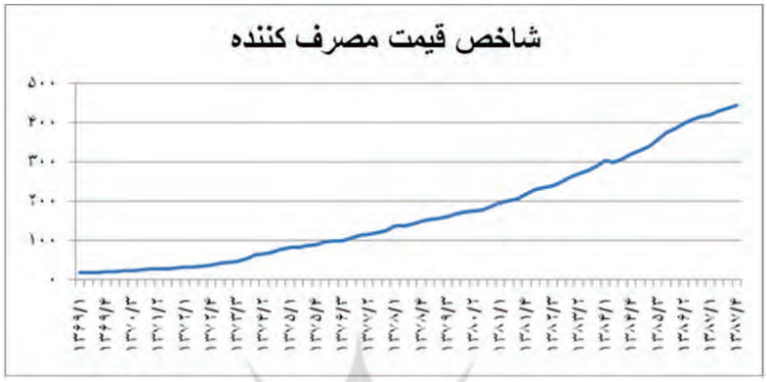
نمودار۱. روند حجم پول طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۹



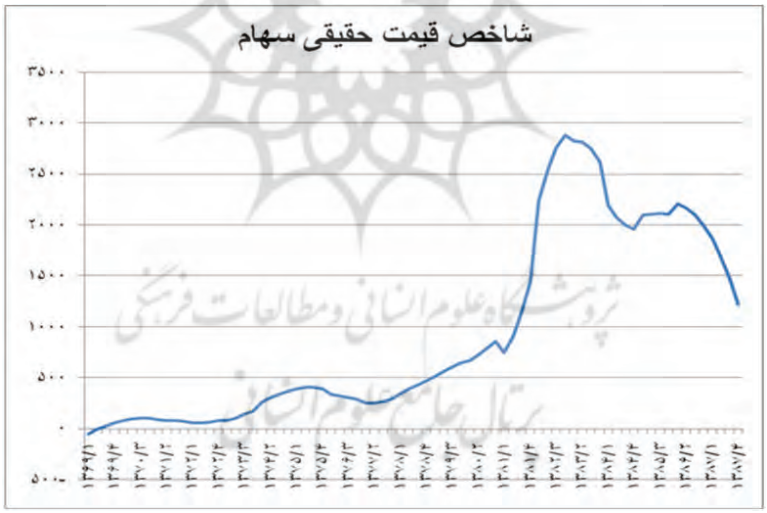
نمودار۲. روند شاخص قیمت اسمی سهام طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۹



نمودار۳. روند شاخص قیمت حقیقی سهام طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۷



نمودار۴. روند شاخص قیمت مصرف کننده طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۷



۴. تصریح مدل و تخمین مدل

در این بخش با توجه به مبانی نظری و موجود و مطالعات انجام شده قبلی، ابتدا به طور مختصر به معرفی متغیرهای مدل می پردازیم و سپس با استفاده از داده های فصلی سال های ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۷:۴ به بررسی ساکن پذیری متغیرها و تعیین تعداد وقفه های بهینه می پردازیم. سپس مدل VAR را تخمین می زنیم و برای بررسی پویایی و پیش بینی از توابع عکس العمل آنی و تجزیه واریانس استفاده می کنیم.

با توجه به مبانی نظری و موجود و مطالعات انجام شده قبلی، مدل مورد بررسی برای تعیین اثر سیاست پولی بر شاخص قیمت اسمی سهام در این پژوهش به صورت زیر است:

$$TEPIX^{n} = f(M , M(-t))$$

و مدل مورد بررسی برای تعیین اثر سیاست پولی بر شاخص قیمت حقیقی سهام به صورت زیر است:

$$TEPIX^{r} = f(M , M(-t))$$

که در آن $TEPIX^{n}$ شاخص قیمت اسمی سهام، M حجم پول که نشان دهنده سیاست پولی می باشد، $TEPIX^{r}$ شاخص قیمت حقیقی سهام است که از تفاضل شاخص قیمت اسمی سهام و تورم به دست می آید و t نشان دهنده تعداد وقفه های بهینه مدل می باشد.

یک مدل خود رگرسیونی برداری VAR مدلی است که در آن هر متغیر بر روی مقادیر با وقفه خودش و مقادیر کلیه متغیرهای دیگر در مدل رگرس می گردد. به منظور تخمین مدل های VAR ابتدا بایستی ساکن پذیری متغیرها بررسی شود و اگر همه متغیرها دارای درجه ساکن پذیرییکسانی باشند استفاده از مدل VAR مناسب خواهد بود.

فرضیات این پژوهش به صورت زیر است:

۱) افزایش سیاست پولی در ایران تاثیر مثبت بر افزایش شاخص قیمت اسمی سهام دارد.

۲) افزایش سیاست پولی در ایران تاثیر مثبت برافزایش شاخص قیمت حقیقی سهام در دارد.

۴-۱.آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته[1]

پیش از برآورد الگوی خود همبسته برداری باید متغیرهای مورد نظر از نظر ساکن پذیر بودن مورد آزمون قرار بگیرند و درجه هم جمعی آنها مشخص شود. نتایج انجام آزمون ساکن پذیری روی متغیرها برای تعیین درجه ساکن پذیری متغیرها با حالت عرض از مبدأ و بدون روند مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن در جدول زیر آورده شده است.

جدول۱. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیرها	آماره آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه در سطح ۵ درصد
M	۲,۴۸۱۰۲۰	-۲,۹۰۱۷۷۹	غیر ساکن
$TEPIX^n$	-۱,۷۱۹۵۴۰	-۲,۹۰۱۷۷۹	غیر ساکن
$TEPIX^r$	۱,۸۳۴۹۵۱	-۲,۹۰۱۷۷۹	غیر ساکن
ΔM	-۴,۸۴۲۳۵۶	-۲,۹۰۲۳۵۸	ساکن
$\Delta TEPIX^n$	۳,۶۴۰۶۴۱	-۲,۹۰۲۳۵۸	ساکن
$\Delta TEPIX^r$	-۳,۶۰۶۸۱۶	-۲,۹۰۲۳۵۸	ساکن

منبع: یافته های محقق

همان طور که مشاهده می شود تمامی متغیرها در سطح غیرساکن است که تمامی آنها با یک بار تفاضل گیری ساکن می شوند. در نتیجه درجه ساکن پذیری تمامی متغیرها یک می باشد. به عبارت دیگر تمام متغیرها I(1) می باشند.

۴-۲. تعیین تعداد وقفه های بهینه

یکی از مراحل اصلی در تخمین مدل VAR، انتخاب درجه ی بهینه ی مدل است. در انتخاب درجه ی بهینه ی مدل،بسیار مهم است که درجه ی بالایی برای آزمون انتخاب گردد به گونه ای که اطمینان حاصل شود که درجه ی بهینه ی مدل، از آن مقدار بیشتر نیست. در نرم افزار Eviews کمترین مقدار آماره های شوارتز - بیزین[2] و آکائیک[3] درجه

1. Augmented Dickey_Fuller Test
2. Schwarz-BaywsianCriterion
3. Akaike Information Criterion

ی بهینه ی مدل VAR را بدست می دهند. نتایج تعیین تعداد وقفه های بهینه نشان می دهد که براساسآماره شوارتز- بیزین وقفه ۶و بر اساس آکائیک وقفه ۷ به عنوان وقفه بهینه مدل انتخاب می شوند. ما آماره شوارتز-بیزین را ملاک قرار می دهیم و مدل خود رگرسیون برداری را با ۶ وقفه برآورد می کنیم.

۴-۳. الگوی خود رگرسیون برداری

با توجه به نتایج بالا که تعداد وقفه های بهینه مشخص شد و نشان داده شد که تمامی متغیرها با یک بار تفاضل گیری ساکن شدند به عبارتی دیگر جمعی از درجه یک هستند می توان نتیجه گرفت که برای برآورد مدل باید از روش الگوی خود رگرسیون برداری استفاده کرد. در بحث برآورد الگوی خود رگرسیون برداری باید توجه داشت کهدر تخمین دستگاه معادلات، ضرایب پارامترهای الگو اهمیت روش های 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 تحریک و تجزیه واریانس برای تحلیل نتایج استفاده می کنیم.

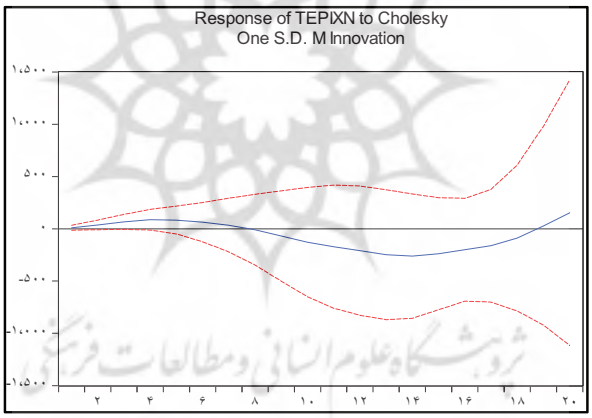
۴-۴. توابع عکس المعل تحریک(ضربه و پاسخ)

یکی از کاربردهای الگویVAR که به وسیله سیمز[1] و دیگران استفاده شده، بررسی واکنش متغیرهای الگو نسبت به تغییرات به وجود آمده در هر یک از متغیرهاست. در این حالت می توان M_tو $TEPIX_t$ را تابعی از روش های جاری و با وقفه ε_{1t} و ε_{2t} نوشت که به آن ها تابع عکس العمل گویند. به عبارت دیگر، این توابع مسیر پویایی سیستم در پاسخ به تغییرات وارده را نشان می دهند(ابریشمی ۱۳۸۱). نمودار ۵ عکس العمل شاخص قیمت اسمی سهام را نسبت به یک انحراف معیار تغییر در متغیر حجم پول نشان می دهد. به عبارت دیگر نشان می دهد که اگر یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول ایجاد شود، تاثیر آن بر شاخص قیمت اسمی سهام در دوره های بعد چگونه است. همان گونه که مشاهد می شود یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول، در ابتدا باعث افزایش شاخص قیمت اسمی سهام می شود اما از فصل پنجم باعث کاهش این شاخص می شود و در فصل هفتم اثر این تغییر بر شاخص قیمت اسمی سهام صفر می شود.

1. Sims

از فصل ۸ تا ۱۴ این تغییر در حجم پول اثر منفی بر شاخص قیمت اسمی سهام دارد، از فصل ۱۵به بعد جهت اثر این تغییر عوض می شود و با نرخی منفی باعث افزایش شاخص قیمت اسمی سهام می شود. از فصل ۱۹ به بعد دوباره با نرخی مثبت باعث افزایش شاخص قیمت اسمی سهام می شود. با توجه به این نتایج می توان گفت که یک تغییر ناگهانی در حجم پول در کوتاه مدت اثر مثبت، در میان مدت اثر منفی و در بلند مدت اثر مثبت بر شاخص قیمت اسمی سهام دارد. به دلیل افزایش حجم پول نقدینگی افزایش مییابد و این باعث می شود که مردم پول های راکد خود را در بازار بورس سرمایه گذاری کنند در نتیجه تقاضا برای خرید سهام افزایش مییابد و این افزایش تقاضا باعث می شود که شاخص کل قیمت اسمی و حقیقی سهام افزایش یابد.

نمودار۵. نتیجه عکس العمل شاخص قیمت اسمی سهام بر اثر یک تغییر به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول



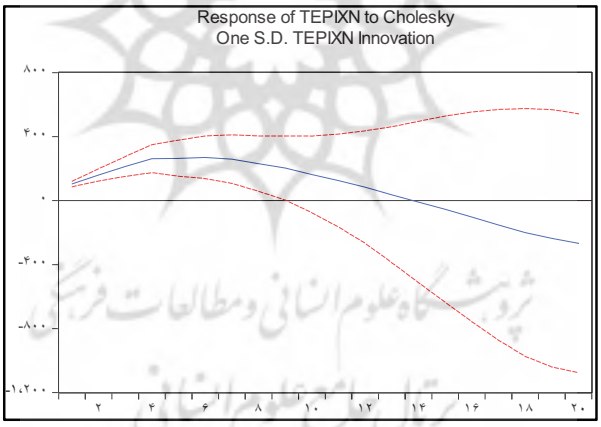
منبع:یافته های محقق

حال به بررسی واکنش شاخص قیمت اسمی سهام نسبت به یک انحراف معیار تغییر در شاخص قیمت اسمی سهام می پردازیم. نتایج این واکنش در نمودار ۶ آورده شده است. همانطور که ملاحظه می شود یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت اسمی سهام در ابتدا با نرخی صعودی باعث افزایش شاخص قیمت اسمی سهام

می شود و از فصل هفتم با نرخی نزولی باعث افزایش این شاخص می شود، از فصل چهاردهم به بعد اثر این تغییر منفی می شود و باعث کاهش شاخص قیمت اسمی سهام می شود، در نتیجه یک تغییر ناگهانی در شاخص قیمت اسمی سهام در کوتاه مدت اثر مثبت و در بلند مدت اثر منفی بر شاخص قیمت اسمی سهام دارد.

در شرایط تورمی و وجود تغییرات قیمتی در شاخص قیمت اسمی سهام، به طور متوسط سود اسمی شرکت ها پس از مدت زمانی در کوتاه مدت افزایش میابد و در نتیجه شاخص سهام نیز افزایش میابد در حالی که در واقع سود آوری افزایش نیافته بلکه سود اسمی افزایش یافته است، وقتی سود اسمی افزایش میابد قیمت اسمی سهام نیز افزایش میابد و در نتیجه در کوتاه مدت شاخص قیمت اسمی سهام افزاییش میابد، اما در بلند مدت معیار تصمیم گیری خرید سهام یک شرکت، عملکرد واقعی و سود دهی آن می باشد.

نمودار۶. نتیجه عکس العمل شاخص قیمت اسمی سهام بر اثر یک تغییر به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت اسمی سهام



منبع:یافته های محقق

۴-۵. ارزیابی تجزیه واریانس خطای پیش بینی

تجزیه واریانس یکی دیگر از ابزارهای مدل VAR جهت بررسی عملکرد پویایی کوتاه مدت است. به کمک تجزیه واریانس سهم بی ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هر یک 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 تغییرات به وجود آمده در یک متغیر توسط دیگر متغیرها را در چارچوب الگوی عکس العمل مشخص می کند. در این روش واریانس خطای دست آورد که چند درصد واریانس خطای پیش بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای پیش بینی به عناصری که تغییرات هر یک از متغیرها را در بر دارند تجزیه می گردد. به عبارت دیگر می توان به دیگر توضیح داده می شود(نجار زاده و همکاران ۱۳۸۸).

تجزیه واریانس خطا در مدل خود رگرسیون برداری بر تخمینی که در قبل صورت گرفته استوار است. در جدول ۴ تجزیه واریانس مربوط به متغیر شاخص قیمت اسمی سهام بورس اوراق بهادار تهران نشان داده شده.

ستون اول نشان دهنده خطای پیش بینی (SE) در فصل های مختلف می باشد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تغییرات آتی می باشد و از آنجا که این خطا در هر فصل بر اساس خطای فصل قبل محاسبه می شود لذا به مرور زمان افزایش مییابد. خطای پیش بینی در فصل اول ۵۸,۱۲ و در فصل دوم ۱۱۲,۳۱ می باشد و به مرور طی زمان افزایش مییابد و در فصل بیستم به ۱۵۱۸,۶۱ می رسد.

ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییرات ناگهانی شاخص قیمت اسمی سهام و حجم پول را نشان می دهند. ستون دوم جدول بیانگر این است که در فصل اول ۰,۸۸درصد تغییرات شاخص قیمت اسمی سهام ناشی از تغییرات حجم پول و ۹۹,۱۲ درصد تغییرات ناشی از تغییرات خود این شاخص است. در فصل دوم ۳,۸۲ درصد تغییرات شاخص قیمت اسمی سهام مربوط به تغییرات حجم پول و ۹۶,۱۸ درصد از تغییرات مربوط به تغییرات خود این شاخص است. به طور کلی در طی زمان ۶۳ درصد تغییرات شاخص قیمت اسمی سهام مربوط به تغییرات خود این شاخص و ۳۷ درصد تغییرات شاخص قیمت اسمی سهام مربوط به تغییرات حجم پول می باشد.

با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس می توان گفت در کوتاه مدت تغییرات خود شاخص قیمت اسمی سهام بیشترین سهم را در توجیه تغییرات شاخص قیمت اسمی سهام

بورس اوراق بهادار تهران دارد در حالی که در بلند مدت سهم تغییرات خود شاخص قیمت اسمی سهام کم و سهم تغییرات حجم پول بیشتر می شود.

جدول۴. نتایج ارزیابی تجزیه واریانس خطای پیش بینی برای حالت شاخص قیمت اسمی سهام

دوره	S.E	M	$TEPIX^n$
۱	۵۸,۱۲۱۶	۰,۸۸۱۹۱۹	۹۹,۱۱۸۰۸
۲	۱۱۲,۳۱۳۸	۳,۸۱۶۱۳۵	۹۶,۱۸۳۸۶
۳	۱۶۰,۳۰۸۸	۶,۶۱۵۸۳۳	۹۳,۳۸۴۱۷
۴	۲۰۳,۹۶۸۱	۸,۰۹۹۵۴۷	۹۱,۹۰۰۴۵
۵	۲۹۲,۷۸۸۸	۸,۳۷۵۴۷۶	۹۱,۶۲۴۵۲
۶	۳۸۶,۸۵۴۱	۷,۵۸۱۵۸۷	۹۲,۴۱۸۴۱
۷	۴۶۳,۵۲۹۶	۶,۵۵۳۴۸۶	۹۳,۴۴۶۵۱
۸	۵۲۷,۶۲۹۳	۵,۷۷۳۵۸۴	۹۴,۲۲۶۴۲
۹	۶۲۸,۰۱۷۷	۶.۲۳۵۳۳۲	۹۳,۷۶۴۶۷
۱۰	۷۲۸,۳۱۵۸	۸,۸۴۸۹۶۹	۹۱,۱۵۱۰۳
۱۱	۸۰۱,۶۲۱۷	۱۳,۳۳۴۰۰	۸۶,۶۶۶۰۰
۱۲	۸۶۲,۰۸۱۴	۱۹,۳۰۲۶۴	۸۰,۶۹۷۳۶
۱۳	۹۵۰,۸۲۴۷	۲۶,۵۱۳۵۸	۷۳,۴۸۶۴۲
۱۴	۱۰۳۸,۱۳۹	۳۳,۱۶۲۳۲	۶۶,۸۳۷۶۸
۱۵	۱۱۰۰,۶۹۴	۳۷,۷۱۷۶۴	۶۲,۲۸۲۳۶
۱۶	۱۱۶۵,۳۰۳	۴۰,۱۷۲۱۱	۵۹,۸۲۷۸۹
۱۷	۱۲۳۸,۶۳۶	۴۰,۸۷۱۷۶	۵۹,۱۲۸۲۴
۱۸	۱۳۱۷,۴۹۰	۳۹,۶۴۵۸۵	۶۰,۳۵۴۱۵
۱۹	۱۴۰۲,۵۴۰	۳۷,۵۱۷۳۵	۶۲,۴۸۲۶۵
۲۰	۱۵۱۸,۶۱۳	۳۶,۴۲۰۱۲	۶۳,۵۷۹۸۸

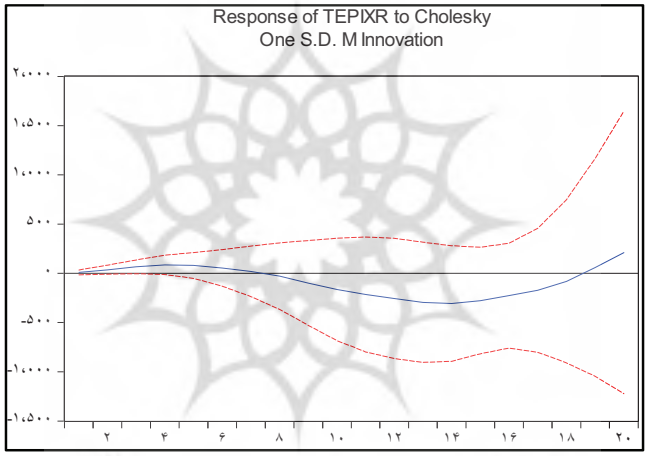
منبع: یافته های محقق

حال که نحوه اثر گذار سیاست پولی بر شاخص قیمت اسمی سهام مشخص شد به ارائه نحوه اثر گذاری سیاست پولی بر شاخص قیمت سهام حقیقی می پردازیم. در ابتدا به تعیین تعداد وقفه های بهینه و سپس به برآورد مدل، توابع عکس العمل تحریک و تجزیه واریانس می پردازیم. نتایج تعیین تعداد وقفه های بهینه نشان می دهد که هر دو معیار شوارتز –

بیزین و آکائیک تعداد ۶ وقفه را به عنوان وقفه بهینه نشان می دهند لذا بر همین اساس به برآورد مدل خود رگرسیون برداری با ۶ وقفه می پردازیم.

همان طور که قبلا نیز بیان کردیم در تخمین دستگاه معادلات، ضرایب پارامترهای الگو اهمیت روش های 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 تحریک و تجزیه واریانس برای تحلیل نتایج استفاده می کنیم. نتایج حاصل از توابع عکس العمل تحریک در زیر آمده است.

نمودار۷. نتیجه عکس العمل شاخص قیمت حقیقی سهام بر اثر یک تغییر به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول



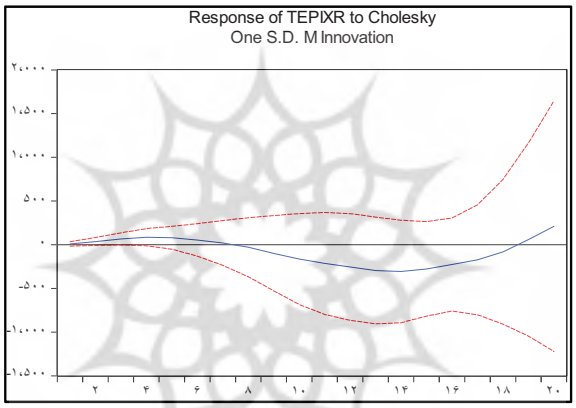
منبع: یافته های محقق

همان گونه که مشاهد می شود یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در حجم پول، در ابتدا باعث افزایش شاخص قیمت حقیقی سهام می شود اما از فصل پنجم باعث کاهش این شاخص می شود و در فصل هفتم اثر این تغییر بر شاخص قیمت حقیقی سهام صفر می شود. از فصل ۸ تا ۱۴ این تغییر در حجم پول اثر منفی بر شاخص قیمت حقیقی سهام دارد، از فصل ۱۵ به بعد جهت اثر این تغییر عوض می شود و با نرخی منفی باعث افزایش شاخص قیمت حقیقی سهام می شود. از فصل ۱۹ به بعد دوباره با نرخی مثبت باعث افزایش

شاخص قیمت حقیقی سهام می شود. با توجه به این نتایج می توان گفت که یک تغییر ناگهانی در حجم پول در کوتاه مدت اثر مثبت، در میان مدت اثر منفی و در بلند مدت اثر مثبت بر شاخص قیمت حقیقی سهام دارد.

حال به بررسی واکنش شاخص قیمت حقیقی سهام نسبت به یک انحراف معیار تغییر در شاخص قیمت حقیقی سهام می پردازیم. نتایج این واکنش در نمودار ۴ آورده شده است.

نمودار۸. نتیجه عکس العمل شاخص قیمت حقیقی سهام بر اثر یک تغییر به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت حقیقی سهام



منبع: یافته های محقق

همانطور که ملاحظه می شود یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت حقیقی سهام در ابتدا با نرخی صعودی باعث افزایش شاخص قیمت حقیقی سهام می شود و ازفصلهفتم با نرخی نزولی باعث افزایش این شاخص می شود، از فصل سیزدهم به بعد اثر این تغییر منفی می شود و باعث کاهش شاخص قیمت حقیقی سهام می شود، در نتیجه یک تغییر ناگهانی در شاخص قیمت حقیقی سهام در کوتاه مدت اثر مثبت و در بلند مدت اثر منفی بر شاخص قیمت حقیقی سهام دارد. دلیل این امر این است که در بلند مدت معیار تصمیم گیری خرید سهام یک شرکت، عملکرد واقعی و سود دهی آن می باشد.

نتایج ارزیابی تجزیه واریانس خطای پیش بینی برای شاخص قیمت حقیقی سهام نشان می دهد که به طور کلی در طی زمان ۴۲ درصد تغییرات شاخص قیمت حقیقی سهام مربوط به تغییرات خود این شاخص و ۵۸ درصد تغییرات شاخص قیمت حقیقی سهام مربوط به تغییرات حجم پول می باشد.

با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس می توان گفت در کوتاه مدت تغییرات خود شاخص قیمت حقیقی سهام بیشترین سهم را در توجیه تغییرات شاخص قیمت حقیقی سهام بورس اوراق بهادار تهران دارد در حالی که در بلند مدت سهم تغییرات خود شاخص قیمت حقیقی سهام کم و سهم تغییرات حجم پول بیشتر می شود.

۵. نتیجه گیری

پس از تخمین مدل و به دست آوردن توابع عکس العمل آنی و ارزیابی تجزیه واریانس خطای پیش بینی نتایج زیر به دست آمد:

۱) تغییرات حجم پولی تاثیر مثبت بر شاخص قیمت اسمی سهام دارد. در نتیجه فرضیه اول که بیان می کرد بین سیاست پولی و شاخص قیمت اسمی سهام رابطه مثبت وجود دارد پذیرفته می شود.

۲) تغییرات حجم پول اثر مثبت بر شاخص قیمت حقیقی سهام دارد.. در نتیجه فرضیه دوم که بیان می کرد بین سیاست پولی و شاخص قیمت حقیقی سهام رابطه مثبت وجود دارد پذیرفته می شود.

به دلیل افزایش حجم پول نقدینگی افزایش میابد و این باعث می شود که مردم پول های راکد خود را در بازار بورس سرمایه گذاری کنند در نتیجه تقاضا برای خرید سهام افزایش می یابد و این افزایش تقاضا باعث می شود که شاخص کل قیمت اسمی و حقیقی سهام افزایش یابد.

منابع

- ابریشمی، حمید (۱۳۸۱). اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین). انتشارات دانشگاه تهران.
- اله بخش، محمد(۱۳۷۵). "بررسی تاثیر تغییرات نرخ ارز بر روی تغییرات قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". پایان نامه(کارشناسی ارشدحسابداری)، دانشگاه تهران، دانشکده علوم اداری و مدیریت بازرگانی.
- پیرایی، خسرو و محمدرضا شهسوار(۱۳۸۸). " تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران". فصل نامه پژوهش های اقتصادی. شماره اول. ص ۳۸-۲۱.
- سعیدی، پرویز و عبدالله امیری(۱۳۸۷). "بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران". فصل نامه مدل سازی اقتصادی. زمستان ۱۳۸۷. شماره ۲. ص ۱۳۰-۱۱۱.
- حلافی،حمیدرضا و سید ناصر سعیدی (۱۳۹۱). "بررسی واکنشهای متقابل نااطمینانی در نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران ". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق). دوره۹.شماره۱.پاییز۱۳۹۱.
- عباسیان، عزتالله، مهدی مرادپور اولادی و وحید عباسیون. (۱۳۸۷). "اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران". پژوهشهای اقتصادی ایران. ۳۶. ۱۳۵-۱۵۲.
- کریم زاده، مصطفی(۱۳۸۳)."تاثیر رابطه بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از تکنیک همجمعی در اقتصاد ایران". پایان نامه(کارشناسی ارشد اقتصاد نظری)، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.
- کشاورز، حداد، غلامرضا و امین مهدوی(۱۳۸۴)."ایا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟". مجله تحقیقات اقتصادی.زمستان۱۳۸۴، شماره ۷۱، ص ۱۴۷-۱۷۰.

- کشاورز، شیلا(۱۳۸۶)."تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران". پایان نامه(کارشناسی ارشد علوم اقتصادی)،دانشگاه ازاد اسلامی واحد شیراز، دانشکده اقتصاد و مدیریت.
- نجار زاده، رضا، مجید آقایی خوندابی و محمد رضایی پور(۱۳۸۸). "بررسی تاثیر نوسانات شوک های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خود رگرسیون برداری". فصل نامه پژوهش های اقتصادی. سال نهم. شماره اول. بهار ۱۳۸۸. ص ۱۷۵-۱۴۷.
- نصراللهی، زهرا، خدیجه نصراللهی و سید مرتضی میرزابابایی(۱۳۹۰). "بررسی رابطه ی بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام در ایران (رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری". فصل نامه اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق). دوره ۸. شماره ۳. پاییز ۱۳۹۰.
- نوفرستی، محمد(۱۳۸۷). "ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی".

- Akdeniz.L&A.Salih and S.Tulug(2007). “Are Stock Prices Too Volatile to be Justified by the Dividend Discount Model?”.Vol376. PP 433-444.
- Alagidede. P , T. Panagiotidis& X. Zhang. (2010). "Causal Relationshipbetween Stock Prices and Exchange Rates".Stirling EconomicsDiscussion Paper, 2010 -05.
- C.Graham,Fred(1995). “Inflation, Real Stock Return and M onetaryPolicy”.AppliedFinancial Economics.No, 6. PP, 29-35.
- Chinzara. Z (2011) “Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock MarketVolatility in South Africa”. South African Journal of Economics. 79(1). pp.27-49.
- Ibrahim.M.H(2003). “Macroeconomic and capital market integration”. journal of Asia Pacific Economy. Vol. 8, No. 1, PP:19-40
- Ionnidis.C.and A. Kontonikas(2008). “The impact of monetary policy on the stock prices”. Journal of Policy Modeling, Vol.30, No. 1, pp: 33-53.
- Kia.A (2003a). “Forward Looking Agents and Macroeconomic Determinantes of the E quity Price in Small Open Economiy”. Applied Financial Economics.Vol 13. PP 37-54.
- Kutty. G. (2010). "The Relationship between Exchange Rates and StockPrices: The Case of Mexico. North American". Journal of Finance andBanking Research 4(4): 1-10.

- Lucas.R.E (1978). "Asset Prices in Exchange Economy". Econometrica.Vol 46. No 6. PP 1426-1445.
- Madsen B.J(2002). "Share returns and the Fisher hypothesis reconsidered", Applied Financial Economics, No.12, PP:565-574.
- Muradoglu,YazGulnur and Metin,Kivilcim(1996). "Efficiency of the Turkish Stock Exchange with Respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis". European Journal of Operational Research. No,90. PP,566-576.
- Subair.K&Salihu.O.M. (2010). "Exchange Rate Volatility and the Stock Market:The Nigerian Experience".www.aabri.com/OC2010Manuscripts/OC10113.pdf.
- Zhao. H. (2010). "Dynamic relationship between exchange rate and stock price:Evidence from China". Research in International Business and Finance. 24(2).pp.103-112.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی