فصلنامه بورس اوراق بهادار
سال اول/ شماره۱ / بهار ۸۷
ص ۹۹-۷۱

بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی بورس اوراق بهادار

دکتر امید پورحیدری[۱]

حمید پهلوان[۲]

چکیده

یکی از موضوعات مورد توجه محققان اقتصادی و مالی، موضوع بررسی تاثیر متغیرهای اقتصادی بر عملکرد بورس اوراق بهادار است. در این تحقیق نیز تاثیر سه متغیر مهم اقتصادی، یعنی حجم پول، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بر بازدهی بورس اوراق بهادار ایران طی سالهای ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۴ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از به کار گیری مدل اقتصاد سنجی خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل تصحیح خطا (VECM)، نشان می دهد که ارتباط بین نرخ تورم و بازدهی بورس اوراق بهادار، ارتباطی معنادار و مثبت است. همچنین ارتباط معناداری بین متغیرهای حجم پول و تولید ناخالص داخلی و بازدهی بورس اوراق بهادار وجود ندارد.

---

۱. استادیار دانشگاه شهید باهنر کرمان

۲. فارغ‌التحصیل کارشناسی ارشد معارف اسلامی و مدیریت مالی از دانشگاه امام صادق (ع)

واژه‌های کلیدی: بازدهی بورس اوراق بهادار[۳]، حجم پول[۴]، نرخ تورم[۵]، تولید ناخالص داخلی[۶]، خود رگرسیون برداری[۷]، مدل تصحیح خطای برداری[۸].

طبقه‌بندی موضوعی:E31-E44

ـ مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی از پدیده‌های بسیار با اهمیت عصر حاضر است و در زمره آرمان‌های بسیاری از کشورها به حساب می‌آید. تحقق این واقعیت انکار ناپذیر و ضروری عصر حاضر، به سازوکارهای مناسبی نیاز دارد. یکی از سازوکارهای لازم و ضروری که نقش عمده‌ای در تحقق و دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی دارد، بازار سهام و بدهی است. در واقع تداوم فعالیت بازار سهام و بدهی سبب افزایش رشد اقتصادی کشورها می‌شود.

عوامل متعددی بر عملکرد بازار سهام تاثیرگذار است. در این میان می‌توان به عوامل متعددی از جمله متغیرهای کلان اقتصادی، وضعیت صنعت و وضعیت شرکت اشاره نمود. یک تحلیلگر می تواند از طریق تجزیه و تحلیل شاخص‌های بازار و سایر معیارهای اقتصادی، به ارتباطی پایدار بین شاخص‌های مختلف و فرصت های متعدد بخش های اقتصادی پی ببرد و چنین ارتباطی برای پیش بینی و تجزیه و تحلیل سودمند است. در این مقاله ابتدا عوامل موثر بر بازدهی سهام مورد بررسی قرار می‌گیرد و در ادامه ضمن تبیین عوامل کلان اقتصادی، صنعتی و شرکتی، به بررسی سه عامل کلان اقتصادی یعنی حجم پول، تورم و تولید ناخالص داخلی و تاثیر آنها بر بازدهی بورس اوراق بهادار می‌پردازیم

---

[3] Securities Exchange Return
[4] Money Stock
[5] Inflation Rate
[6] Gross Domestic Production (GDP)
[7] Vector AutoRegression (VAR)
[8] Vector Error Correction Model (VECM)

۱- عوامل موثر بر بازدهی سهام

لی[9] طی مقاله‌ای عوامل موثر بر قیمت سهام را به اجزای بنیادی و غیر بنیادی تقسیم کرد و این اجزاء را مورد بررسی قرار داد. وی عوامل موثر بر قیمت سهام را به دوسته اجزای بنیادی و غیر بنیادی تقسیم می‌کند.

الف- اجزای بنیادی

عوامل بنیادی، عوامل ناشی از ویژگی های خود سهام هستند. برای مثال، سود تقسیمی، سود خالص و جریانات نقدی شرکت منتشر کننده سهام، عوامل بنیادی تاثیر گذار بر قیمت سهام هستند. منطقی است که رابطه تنگاتنگی میان سود شرکت، نرخ تنزیل و قیمت سهام وجود داشته باشد. ارزش یک سهام برابر با ارزش تنزیل یافته سودهای دریافتی آتی (جریانات نقدی) مورد انتظار است. نرخ تنزیل نیز با نرخ بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران برابر است. بنابراین، اگر سود سهام و سود تقسیمی شرکت افزایش یابد، یا نرخ تنزیل کاهش یابد، در صورت یکسان بودن سایر شرایط، قیمت سهام افزایش می یابد.

ب- اجزای غیر بنیادی

تغییرات قیمت سهام فقط ناشی از عوامل بنیادی سهام نیست. عوامل غیر بنیادی نیز تاثیر قابل توجهی بر تغییرات قیمت سهام دارند. منظور از عوامل غیر بنیادی عواملی مانند متغیرهای کلان اقتصادی هستند که بر بخش واقعی فعالیت های اقتصادی تاثیر می گذارند. البته مشخص نیست که واقعا چه کسری از نوسان قیمت‌های سهام تحت تاثیر عوامل بنیادی و چه کسری تحت تاثیر عوامل غیر بنیادی سهام است. برخی از تحقیقات انجام شده بخش عمده نوسان پذیری قیمت‌های سهام را ناشی از اجزای غیر بنیادی موجود در بازار می‌دانند. برای مثال، لی

[9] Lee

نتیجه گرفت که حدود نیمی از انحراف در قیمتها به تغییرات سود خالص و سود تقسیمی بستگی ندارد و حتی به وسیله تغییرات نرخ بهره نیز نتوانست سایر تغییرات حاصل از عوامل غیر بنیادی را توجیه کند.

البته اجزای بنیادی و غیر بنیادی بر یکدیگر تاثیر متقابل دارند و نمی‌توان آنها را کاملا از یکدیگر تفکیک کرد. در سالهای اخیر، تاثیر عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت سهام توجه محققین را به خود جلب کرده است. نقشی که اخبار اقتصاد کلان در تشریح نوسانات قیمت سهام ایفا می‌کند برای بازار سرمایه بسیار مهم است. بسیاری از سرمایه‌گذاران علاقه مند به استفاده از اطلاعات راجع به عوامل کلان اقتصادی در زمینه قیمت گذاری دارایی‌ها هستند. از سوی دیگر، این مطالعات برای اقتصاد دانان نیز مثمر ثمر خواهد بود زیرا به آنها کمک می‌کند برخی از منابع ریسک سیستماتیک را شناسایی کرده و قیمت گذاری این ریسک‌ها در بازار سهام را مد نظر قرار دهند.

به طور کلی می‌توان عوامل موثر بر بازدهی سهام را از سه بعد تجزیه و تحلیل شرکت، تجزیه و تحلیل صنعت و تجزیه و تحلیل کلان نیز مورد توجه قرار داد.

به هر حال، پیش بینی‌های کلان اقتصادی در سال‌های اخیر نسبت به سال‌های قبل از اعتبار بالایی برخوردارند. پیش بینی تحلیلگران برجسته، بسیار مشابه هم است و اختلاف چندانی در پیش بینی‌های آنها دیده نمی‌شود و سرمایه‌گذاران می‌توانند از آنها استفاده کنند. البته تمام پیش بینی‌ها به نسبت یکسانی از صحت برخوردار نیستند. مهم این است که صحت پیش بینی‌ها همیشه در حال افزایش است.

همانطور که مباحث فوق نشان می دهد، بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام، از اهمیت ویژه ای برخوردار است. در ادامه، تاثیر سه متغیر کلان اقتصادی بر بازدهی سهام مورد بررسی قرار می گیرد.

۲- بررسی تاثیر حجم پول بر قیمت سهام

تغییرات در حجم پول، یکی از عوامل موثر بر متغیرهای مهم اقتصادی به شمار می‌آید و می‌تواند در دستیابی به اهداف اقتصادی یک کشور از جمله رشد و توسعه بازار سرمایه تاثیر بسزایی داشته باشد. هر چند در تعریف پول اتفاق نظر کامل وجود ندارد، ولی در تعاریف رایج، پول چیزی است که در داد و ستد و مبادله مورد قبول عموم افراد جامعه می باشد. پول در اقتصاد کلان به مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده های دیداری تعریف می‌شود.

البته این تعریف از پول، تعریف M1 است. M1، حجم پول را به اجزایی مانند پول و سپرده های دیداری تعریف می کند که دقیقاً برای مبادله به کار میروند. M2، مفهوم گسترده تری از پول را مد نظر دارد و حجم پول را به پول و شبه پول تعریف می کند. در واقع M2، علاوه بر تعریف M1 از پول، شبه پول را نیز به عنوان بخشی از حجم پول معرفی می کند. شبه پول، داراییهایی هستند که از نظر وسیله مبادله بسیار نزدیک پول هستند. برای مثال می توان به سپرده های بانکی اشاره کرد.

از نظر تئوری باید رابطه بین حجم پول و شاخص کل قیمت سهام مثبت باشد؛ زیرا افزایش نقدینگی می‌تواند تقاضا برای دارایی‌ها و از جمله سهام را افزایش دهد. قابل ذکر است که در بیشتر مطالعات صورت گرفته در خارج از کشور، این رابطه مثبت اعلام شده است. البته در چند مطالعه انجام شده مانند مطالعه پساندو[۱۰] در سال ۱۹۷۴ و کرافت در سال ۱۹۷۷ نیز ارتباط معنی

[10] Pesando

داری بین این دو متغیر یافت نشد. مطالعه انجام شده توسط بویل در سال ۱۹۹۰ نیز رابطه بین این دو متغیر را معکوس ارزیابی می‌کند. در ادامه به بررسی بیشتر تحقیقات صورت گرفته در این زمینه می پردازیم.

برخی از تحقیقات به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی بر بازدهی سهام اقدام نموده‌اند. نتایج این تحقیقات حاکی از آن است که سیاست پولی بر بازدهی سهام تاثیر دارد. از جمله این تحقیقات می‌توان به تحقیقاتی مانند تحقیقات چامی[۱۱]، کوزیمانو[۱۲] و فولنکمپ[۱۳] اشاره کرد که هارن در تحقیق خود آنها را ذکر کرده است. این محققین بیان می‌کنند که بازار سهام متاثر از سیاست پولی است و در دو دهه اخیر میزان تاثیر پذیری آن افزایش داشته است.

همچنین برخی دیگر از مطالعات صورت گرفته در آمریکا، رابطه میان سیاست پولی و بازدهی سهام را تایید کرده‌اند. به عنوان مثال جنسن[۱۴] و جانسون[۱۵] در سال ۱۹۹۵ دریافتند که بازدهی سهام به طور منفی با تغییر سیاست های پولی رابطه دارد.

مادورا[۱۶] و اشنوزنبرک[۱۷] در سال ۲۰۰۰ به بررسی عکس العمل بازدهی سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات سیاست‌های پولی پرداختند. آنها دریافتند که بازدهی سرمایه‌گذاران به طور معکوس با تغییرات حجم پول مرتبط است.

هارون[۱۸] ارتباط معنی داری بین تغییر در سیاست های پولی و نوسانات بازدهی سهام را در دوره‌هایی که سیاست پولی انقباضی وجود داشته است تایید می‌کند.

---

[11] Chami
[12] Cosimano
[13] Fullenkamp
[14] Jensen
[15] Johnson
[16] Madura
[17] Schnusenberg
[18] Harun

همچنین محققینی مانند ینسن، مرکر[۱۹] و جانسون با اضافه کردن متغیر عرضه پول به مدل فاما و فرنچ مشاهده کردند که عرضه پول تاثیر معنی داری بر بازدهی اوراق بهادار دارد. آنها همچنین دریافتند که عوامل موثر بر وضعیت کسب و کار مانند بازدهی سود سهام، اساساً نقش های متفاوتی در تشریح تغییرات در بازدهی سهام و اوراق قرضه، بسته به محیط سیاست پولی ایفا می‌کند. پاتلیس[۲۰] بررسی نموده است که آیا تغییر جهت در سیاست پولی می‌تواند دلیل موجهی برای پیش بینی بازدهی سهام باشد. او چنین نتیجه گیری می‌کند که سیاست پولی می‌تواند بازدهی سهام را در طی افق‌های بلند مدت پیش بینی کند.

توربک[۲۱] دریافت که شوک‌های سیاست پولی تاثیر مشابهی در صنایع مختلف می گذارد و بازدهی شرکتهای کوچک به طور معنی داری توسط سیاست پولی تحت تاثیر قرار می‌گیرد. نتایج وی این فرضیه را تایید می‌کند که حجم پول، حداقل در کوتاه مدت تاثیر معنی داری بر اقتصاد می‌گذارد. برگر در تحقیق خود به نقل از پارک[۲۲] و رتی[۲۳] می‌گوید که آنها دریافتند که سیاست پولی انقباضی باعث حرکت منفی معنی داری بین نرخ تورم و بازدهی واقعی سهام می‌شود. آنها همچنین به این نتیجه رسیدند که شوک‌های اقتصادی ناشی از سیاست پولی بر بازدهی سهام تاثیر منفی می‌گذارد.

البته بررسی تاثیر حجم پول بر بازدهی سهام، از جنبه تاثیر حجم پول بر تورم و تاثیر تورم بر بازدهی سهام نیز قابل بررسی است. تاثیر تورم بر بازدهی سهام در بخش بعدی مورد بررسی قرار می گیرد.

---

[19] Mercer
[20] Patlis
[21] Torbek
[22] Park
[23] Reti

۳- بررسی تاثیر تورم بر بازدهی سهام

تورم از شرایط عدم تعادل عرضه و تقاضای کل پدید می‌آید و به تناسب میزان شکاف بین آنها، تشدید و تضعیف می‌شود. تورم یکی از عوامل موثر بر بازدهی سرمایه‌گذاری است و در تصمیم گیری های اقتصادی و مالی تاثیر قابل توجهی دارد. به همین منظور مدیران شرکتها، سهامداران و سرمایه‌گذاران توجه خاصی به تورم و انتظارات تورمی دارند. تعاریف مختلفی از تورم به عمل آمده است که همه آنها تقریباً بیانگر یک موضوع هستند: تورم به افزایش در سطح عمومی قیمتها اشاره دارد. نرخ تورم، نرخ تغییرات سطح عمومی قیمتها است و برای سال t، به صورت تقسیم تفاضل سطح عمومی قیمتها در سال t و سال t-1 بر سطح عمومی قیمتها در سال t-1 اندازه گیری می‌شود.

افزایش نرخ تورم، نرخ بهره را افزایش می دهد و افزایش نرخ بهره نیز باعث می‌شود نرخ بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران افزایش یابد. نرخ بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران نیز به عنوان نرخ تنزیل برای تعیین ارزش داراییهای مالی به کار می رود. بنابراین افزایش نرخ بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران باعث کاهش ارزش فعلی عایدات آتی و نهایتا کاهش ارزش سهام می‌شود. لازم به توضیح است که ارزش داراییهای مالی برابر با ارزش فعلی یا ارزش تنزیل یافته خالص جریانات نقدی آتی آن دارایی است. بنابراین افزایش تورم منجر به افزایش نرخ بهره و در نتیجه کاهش ارزش فعلی جریانات نقدی آتی سهام خواهد شد.

فاما در مطالعه خود به این نتیجه رسید که بازدهی سهام همبستگی ساده و منفی با تورم دارد. رابطه بین نرخ تورم و نرخ رشد آتی فعالیت‌های واقعی اقتصاد منفی است. قیمت سهام نیز تحت تاثیر مثبت نرخ رشد آتی فعالیت‌های واقعی اقتصاد است. بنابراین می توان با توجه به وجود رابطه مثبت بین قیمت سهام و فعالیت واقعی اقتصاد که از بخش واقعی اقتصاد ناشی می‌شود،

وجود رابطه منفی بین تورم و فعالیت واقعی اقتصاد که از بخش پولی ناشی می‌شود، و همچنین وجود رابطه مستقیم بین بازدهی سهام و قیمت سهام با فرض ثابت ماندنEPS، وجود رابطه منفی بین بازدهی سهام و تورم را نتیجه گرفت.

البته باید توجه داشت که افزایش تورم موجب افزایش مبلغ جریانات آتی نقدی نیز می‌شود. در نتیجه می‌توان گفت حداقل در کوتاه مدت، بخشی از تاثیر ناشی از افزایش نرخ تنزیل با افزایش مبلغ جریانات نقدی آتی جبران می‌شود.

در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی بیشتر می‌گردد. در واقع سودآوری افزایش نیافته است؛ بلکه سود اسمی افزایش یافته و علت افزایش سود اسمی نیز تورم است. وقتی سود اسمی افزایش یابد، قیمت اسمی سهام نیز افزایش خواهد یافت. در واقع، در سال‌هایی که نرخ تورم بالا باشد، کیفیت سود واقعی شرکت‌ها پایین می‌آید. هنگامی که سود حاصل از تورم را از سود کل جدا کنیم، آنگاه کیفیت سود اقتصادی مشخص می‌شود.

در بررسی‌هایی که در بورس تهران صورت گرفته است نیز رابطه بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و تورم، مثبت و بسیار قوی است.

تاثیر بسیار مهم و اساسی تورم، کاهش میل به سرمایه‌گذاری است؛ زیرا در شرایط تورمی امکان پس انداز کم می‌شود. در شرایط تورمی قدرت خرید مردم کاهش می یابد و افزایش هزینه‌های زندگی به گونه‌ای است که مجالی برای پس انداز باقی نمی‌ماند. کاهش پس انداز نیز موجب کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش فعالیت‌های بورس اوراق بهادار و در نتیجه کاهش بازدهی سهام می‌گردد. به طور کلی نرخ تورم بالا باعث بروز آثار نامطلوب اقتصادی از جمله افزایش نرخ تسهیلات بانکی و در نتیجه افزایش هزینه‌های تامین مالی می‌شود. این مساله نیز سبب می‌شود بازدهی سرمایه گذاریها کاهش یابد.

گراهام[۲۴] به شواهدی دال بر عدم همبستگی منفی بین بازدهی واقعی سهام و تورم در دوره پس از جنگ جهانی دوم دست یافت. بر اساس تحقیقات وی در دو دوره ۱۹۵۳ تا ۱۹۷۶ و ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۰، همبستگی منفی و در دوره زمانی ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۳، همبستگی مثبت بین بازدهی واقعی سهام و تورم وجود دارد. وی به شواهدی مبنی بر تایید فرضیه فاما دست یافت و بیان کرد در دوره‌ای که همبستگی منفی وجود داشته است، سیاست پولی بی تاثیر و در دوره‌ای که همبستگی مثبت وجود داشته است، سیاست‌های پولی تاثیر گذار بوده است. نتایج این تحقیق، این نظریه را تایید می‌کند که رابطه بین بازدهی واقعی سهام و تورم تنها زمانی منفی است که تغییر در تقاضای پول توسط تغییرات در رشد اسمی پول یعنی سیاست پولی خنثی نشود.

۴- بررسی تاثیر تولید ناخالص داخلی بر بازدهی سهام

تولید ناخالص داخلی[۲۵]، جامع ترین متغیری است که عملکرد بخش واقعی اقتصاد را نشان می‌دهد. طبق تعریف، "تولید ناخالص داخلی" ارزش بازار کلیه کالاها و خدمات نهایی است که در یک کشور در طول یک سال تولید می‌شود. منظور از کالاها و خدمات نهایی، کالاها و خدماتی است که در آخرین مرحله زنجیره تولید قرار دارند و خریداران، آنها را برای استفاده در تولید کالاها و خدمات دیگر (جهت عرضه در بازار) خریداری نمی‌کنند. در مقابل مفهوم کالاهای نهایی، کالاهای واسطه‌ای قرار دارند که از آنها برای تولید کالاها و خدمات دیگر استفاده می‌شود.

تولید ناخالص داخلی در هر سال بیانگر مجموع عملکرد بخشهای اقتصادی در به کارگیری منابع و تولید کالاها و خدمات است. بر اساس یک رابطه حسابداری، تولید ناخالص داخلی به طور مستقیم به میزان مصرف، سرمایه گذاری بخش خصوصی، هزینه‌های بخش دولتی و خالص

[24] Graham
[25] Gross Domestic Product

صادرات کشور وابسته است. از سوی دیگر بازار سرمایه به عنوان نهادی منسجم جهت انجام سرمایه‌گذاری مستقیم توسط بخش خصوصی در بخشهای مختلف اقتصادی قلمداد می‌شود. به عبارت دیگر، تحولات بازار سرمایه مستقیماً بر جذب سرمایه های بخش خصوصی موثر بوده و در ادامه بر تولید ناخالص داخلی تاثیر گذار خواهد بود. مطمئناً شکوفایی و رونق بازار سرمایه که در ایران در شکل نظام مند بورس اوراق بهادار متجلی شده است، بازگو کننده رغبت و تمایل سرمایه‌گذاران برای سرمایه گذاری و از سوی دیگر منعکس کننده وضعیتهای مختلف چرخه تجاری در یک اقتصاد می‌باشد. بنابراین، شناخت رابطه بین تولید ناخالص داخلی و بازدهی بورس اوراق بهادار، به درک صحیح سیستم اقتصادی و دریافت کارکرد درست آن منجر خواهد شد.

ادگبانام و اریکی در تحقیق خود در نیجریه با عنوان "تورم و رفتار قیمت سهام: شواهدی از بازار سهام نیجریه" به این نتیجه رسیدند که تغییرات قیمت سهام به صورت معنی داری ناشی از تغییرات GDP و M1 است. دوره زمانی تحقیق آنها ۱۹۸۰ – ۱۹۹۷ بوده است.

الچامی[۲۶] (به نقل از کیراتیوانیچ[۲۷]) اقدام به به بررسی همبستگی بین اقتصاد و بازار سهام آلمان نمود. نتایج تحقیقات وی نشان داد که همبستگی مثبت و زیادی بین بازار سهام آلمان و فعالیت‌های واقعی اقتصاد که وی معیار آنرا GNP قرار داده بود وجود دارد.

فاما (به نقل از کیراتیوانیچ) نیز در بررسی های خود به وجود یک رابطه قوی بین فعالیت واقعی اقتصاد و بازهی سهام پی برد.

کیراتیوانیچ نیز در تحقیق خود که به بررسی متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام شرکت‌های چهار کشور آسیایی (اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند) می‌پردازد، نتیجه می‌گیرد که

[26] El Chami
[27] Thanaiwong Kirativanich

متغیرهای کلان اقتصادی (از جمله GDP) بر بازدهی بازار سهام کشور اندونزی تاثیرگذار است. البته نتیجه گیری او در مورد سه کشور مالزی، فیلیپین و تایلند چنین نیست.

۶- روش تحقیق

اعتبار و ارزش قواعد در هر شاخه از علم به روش شناخت آن باز می گردد. مفهوم تحقیق در ادبیات روش شناسی به صورت یک عمل منظم به منظور کسب پاسخ برای پرسشهای مطرح شده در موضوع تحقیق تعریف شده است. به این ترتیب، "در روش تحقیق مجموعه ای از قواعد، ابزار و راههای معتبر و نظام یافته برای بررسی واقعیتها، کشف مجهولات و دستیابی به راه حل مشکلات بیان می‌شود". روش تحقیق مورد استفاده در این تحقیق نیز مدل خود رگرسیون برداری (که از این پس VAR نامیده می‌شود) و مدل تصحیح خطای برداری (که از این پس VECM نامیده می‌شود) است.

سوال تحقیق حاضر این است که آیا سه متغیر کلان اقتصادی حجم پول، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بر بازدهی بورس اوراق بهادار تاثیر می گذارند یا خیر؟ از این رو فرضیات تحقیق چنین مطرح شده است:

- رابطه معناداری میان تغییرات حجم پول و تغییرات بازدهی بورس اوراق بهادار در ایران وجود ندارد.
- رابطه معناداری میان تغییرات نرخ تورم و تغییرات بازدهی بورس اوراق بهادار در ایران وجود ندارد.
- رابطه معناداری میان تغییرات تولید ناخالص داخلی و تغییرات بازدهی بورس اوراق بهادار در ایران وجود ندارد.

اطلاعات آماری این تحقیق نیز دربرگیرنده‌ی دوره ای ۱۶ساله از سال ۱۳۶۹ لغایت ۱۳۸۴ با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد کلان ایران برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم پول، تورم و بازدهی بورس اوراق بهادار تهران است. لازم به ذکر است کلیه تغییرات بر اساس فرمول $R = \frac{(X_1 - X_0)}{X_0} * 100$ که مقدار ابتدا و انتهای هر فصل را برای هر پارامتر در نظر می گیرد، مورد محاسبه واقع می‌شود. با توجه به اینکه درباره سه متغیر تولید ناخالص داخلی، حجم پول و تورم در بخشهای قبلی مقاله توضیح داده شد، در ادامه اشاره کوتاهی به بازدهی بورس اوراق بهادار می شود.

بازدهی بورس اوراق بهادار در واقع بیانگر رشد یا افت شاخص کل قیمتی در ابتدا و انتهای هر بازه (فصل) خواهد بود. در ایران برای نخستین بار روزنامه کیهان انگلیسی اقدام به محاسبه و انتشار شاخص بهای سهام به صورت شاخص هفتگی برای میانگین بهای اوراق بهادار نمود. این شاخص تغییرات بهای اوراق ده بانک و ده شرکت صنعتی را نشان می‌داد و از آذر ۱۳۵۵ تا اوایل ۱۳۵۷ منتشر گردید. بورس اوراق بهادار تهران از فروردین ماه ۱۳۶۹ اقدام به محاسبه و انتشار شاخص قیمت خود به نام تپیکس[۲۸] نموده است که دارای فرمول زیر می باشد.

$$I = \frac{\text{قیمت جاری سهام}}{\text{قیمت پایه سهام}} \times ۱۰۰$$

از فرمول فوق شاخص شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس محاسبه می‌شود، این کار برای کلیه شرکت‌ها انجام می‌شود. فرمول لاسپیرز $I = \frac{\sum p_n q_0}{\sum p_0 q_0}$ برای محاسبه شاخص بهای

[28]- TEPIX

سهام در یک شاخه از صنعت و همچنین شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران به کار می‌رود. لازم به ذکر است که در آغاز، p_0 بر اساس تغییرات بهای سهام ۵۴ شرکتی که در ۶ ماهه دوم سال ۱۳۶۸ در بورس فعال بوده‌اند محاسبه گردیده است. در تحقیق حاضر به دلیل بازه زمانی آن، قادر به استفاده از شاخص بازدهی نقدی – قیمت نیستیم، بنابراین تنها به تغییرات شاخص کل قیمتی اکتفا می‌شود.

در این تحقیق جهت آزمون فرضیات از مدل‌های خودرگرسیون برداری استفاده می‌شود. مدلهای خودرگرسیون برداری تقریباً دارای سابقه طولانی (حداقل از سال ۱۹۵۷ تا کنون) بوده و به عنوان ابزار تحلیل سریهای زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در ابتدا مدلهای خطی هم در عمل و هم در تئوری به راحتی به کار گرفته می‌شدند. به همین ترتیب محاسبات این مدل‌ها نیز ساده بود؛ اما با پیشرفت تکنولوژی و ابداع رایانه‌های پرقدرت با توانایی محاسبات گسترده و پیچیده راه برای اجرای مدلهایی نظیر VAR هموار گردید. تا اینکه در سال ۱۹۸۰ سیمز رسماً به معرفی مدل VAR به جای مدلهای معادلات شبیه سازی کننده اقدام نمود. به این ترتیب VAR به شکل عمومی به جامعه اقتصاددانان معرفی و پیشنهاد شد.

ویژگی ساختاری مدل VAR در توجه به پویایی روابط بین متغیرها باعث استقبال از آن گردید. همچنین تحقیقات علمی اثبات کرده است که برای بررسی تأثیر متغیرهای مختلف بر بازدهی بورس، مدل VAR از کارآمدی بیشتری برخوردار است.

۷- تجزیه و تحلیل داده ها

در این بخش، الگوی خودرگرسیون برداری برای تجزیه و تحلیل داده های تحقیق اجرا می شود. به طور خلاصه ابتدا باید مرتبه بهینه وقفه انتخاب و آزمون هم انباشتگی انجام شود. در ادامه نیز برای کنترل مدل، آزمونهای خود همبستگی پسماندها و غیر نرمال بودن انجام می شود.

لازم به ذکر است به علت غیر خطی بودن روابط بین متغیرهای مدل، انجام تحلیل علیت گرنجر مفید و در نتیجه لازم نیست. تخمین انجام شده با مدل VAR، دارای آماره آزمون F با هدف آزمون این جمله است که "ضرایب مختلف متغیرهای با وقفه همزمان صفر هستند". آماره‌ها با اطمینان ۹۰ تا ۹۵ درصد اطمینان، مورد آزمون و پذیرش قرار خواهند گرفت.

همچنین باید توجه داشت تنها در صورتی که آزمون هم انباشتگی به تایید وجود تنها یک رابطه تعادلی بلندمدت در بین این متغیرها منجر شود، می توان از طریق اجرای الگوی خودرگرسیون بردرای به نتایج قابل قبولی دست یافت. در غیر این صورت یعنی وجود بیش از یک رابطه تعادلی بلندمدت، انتظار این است که روابط بین متغیرها از حالت خطی فراتر باشد. در این صورت، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به اصلاح روابط می پردازیم و الگوی خودرگرسیون برداری را بر اساس نتایج بدست آمده از مدل تصحیح خطای برداری، تنظیم و برازش می کنیم.

همچنین در مورد معیار انتخاب مدل استاندارد، دو معیار معروف اطلاعات عبارت‌اند از: معیار آکایک[۲۹] (۱۹۷۴) (AIC) و معیار شوارتز[۳۰] (۱۹۷۸) (SBIC). معیار شوارتز بسیار باثبات است اما کارایی لازم را ندارد. معیار آکایک باثبات نیست اما از کارایی بالاتری برخوردار است. هر یک از معیارها ضعف‌ها و قوت‌های خاص خود را دارند و هیچ یک نسبت به دیگری برتری مطلق ندارد. در کل برای تصریح مدل خودرگرسیون برداری باید به کوچکترین معیار اطلاعاتی (در بین نتایج آمده در وقفه های مختلف) توجه نموده و بر آن اساس وقفه بهینه را در مدل تعیین کرد. در نرم افزار EVIEWS معیار اطلاعاتی دیگری به نام رتبه لایکلی‌هود معرفی شده که علاوه بر

[29] Akaike
[30] Schwarz

در نظر گرفتن معیارهای آکایک و شوارتز، از معادله زیر در قالب توزیع کای ۲ و با فرض برابری m با تعداد پارامترهای مدل، به تعیین رتبه می پردازد[۳۱].

$$LR = (T-m)\{\log|\Omega_{r-1}| - \log|\Omega_r|\} \sim \chi^2(k^2)$$

الف) بررسی مانایی متغیرهای اصلی مدل

با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (آزمون ریشه واحد)، رفتار متغیرهای مورد آزمون را بررسی می نماییم. نتایج آزمون، در جدول ذیل قابل مشاهده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد- دیکی فولر افزوده شده-

متغیر	توضیحات نتیجه معناداری ریشه واحد (تست مک کینون)
تولید ناخالص داخلی	در سطح اولیه بدون نیاز به تفاضل‌گیری در حالتهای مختلف (با عرض از مبداء – روند و بدون هیچ یک از آنها) با احتمال ۹۹ درصد معنادار است. برای بخشیدن درجه یکسان هم انباشتگی به مدل در مراحل آزمون مدل از D(GDPR). استفاده خواهد شد
تورم	پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول با احتمال ۹۰ درصد معنادار است.D(INFR)
تغییرات‌حجم نقدینگی	پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول با احتمال ۹۵ درصد معنادار است. D(M2R)
تغییرات‌شاخص‌کل قیمتی‌سهام	پس ازتفاضل‌گیری مرتبه‌اول با احتمال ۹۵ درصد معناداری عرض از مبداء تایید گردید.D(SIR)

ب) آزمونهای هم انباشتگی و انتخاب بهترین وقفه

آزمون هم انباشتگی یوهانسن، به کارگیری روش حداکثر درستنمایی برای تخمین روابط تعادلی بلندمدت است. به عبارت دیگر با توجه به محدودیتهای به کارگیری روش حداقل مربعات در تخمین رابطه بلندمدت، از روش حداکثر درستنمایی استفاده می شود. اگر بیش از یک رابطه

۳۱- برای کسب اطلاعات بیشتر، به راهنمای نرم افزار Eviews مراجعه شود.

تعادلی بلند مدت ($r>1$) وجود داشته باشد، روش حداقل مربعات از تبیین آن عاجز است و تخمینهای سازگاری از بردارهای هم انباشته کننده ارائه نمی کند. در این آزمون فرض می شود داده ها از سیستم خودرگرسیون برداری تولید شده اند که دارای n معادله است و کلیه عناصر آن درونزا هستند. طول وقفه ها یا p به گونه ای انتخاب می شود که از عدم خود همبستگی پیاپی و واریانس ناهمسانی اطمینان حاصل کنیم. توزیع جمله اختلال نیز به دلیل استفاده از روش حداکثر درستنمایی، نرمال فرض می شود. در آزمون یوهانسن ابتدا مقادیر ویژه ناشی از حل دستگاه معادلات، بدست آمده و سپس نرمال شدن دستگاه را برای دستیابی به معادلات بلندمدت شاهد هستیم. تعداد روابط بلند مدت توسط آزمونهای تریس و حداکثر مقادیر ویژه مشخص می گردد که در جدول آزمون یوهانسن توسط نرم افزار ارائه می شود.

روش استنتاج از جدول آزمون یوهانسن به این ترتیب است که ابتدا کلیه متغیرها باید از یک درجه هم انباشته باشند؛ به این ترتیب تولید ناخالص داخلی را نیز با یک درجه تفاضل بیان می کنیم. فرض صفر در مدل یوهانسن آن است که تنها یک رابطه تعادلی بلند مدت منحصر به فرد وجود دارد. در صورت تایید فرض صفر به راحتی می توان مدل خودرگرسیون برداری را با اطمینان از سازگاری ضرایب مدل آزمون کرد. در غیر این صورت، یعنی دستیابی به رتبه های بالاتر یا تعداد معادلات بلند مدت بیش از یک، باید از روش تصحیح خطا استفاده کرد و سپس ضرایب تخمینی به این روش را به مدل VAR تبدیل کرد. در این صورت اتکا به روش علیت گرنجر برای مقایسه نتایج صحیح نمی باشد. زیرا وقتی تعداد روابط بلندمدت بیش از یک باشد، باید از روش غیر خطی برای تخمین الگو استفاده نمود.

لازم به ذکر است در منوی آزمون یوهانسن در نرم افزار Eviews، گزینه ای وجود دارد که کلیه آزمونهای یوهانسن را به همراه پیشنهاد وقفه بهینه ارائه می کند. این گزینه تلخیص

نامیده شده است. بنابراین علاوه بر نتایج جداول ۴-۸ و ۴-۹، فروض دیگر بررسی وجود هم انباشتگی نیز در پایان رتبه مدل بیان می گردد که همان تعداد معادلات هم انباشته معنادار در مدل است.

برای وقفه دهی در مدل، نرم افزار Eviews به شکل خودکار وقفه‌های ۱و ۲ را به کار می بندد. روش یافتن صحیح وقفه‌ها، استفاده از آزمون ترتیبی است. به این شکل که پی در پی تا جایی که بهترین نتایج (با توجه به آماره های مدل) به دست آید، وقفه به مدل داده می شود. در پایان وقفه‌ای که بهترین نتیجه را بر اساس معیارهای اطلاعاتی (آکایک- شوارتز- لایکلی‌هود) به دست دهد، به عنوان وقفه مناسب برگزیده می شود. این عمل در طی مراحل انجام با تکرار آزمون صورت می گیرد.

جدول ۲: نتایج تست رتبه‌ی راست نمایی و هم انباشتگی یوهانسن

Sample: 1369:2 1384:4					
Included observations: 59					
Series: D(SIR) D(GDPR) D(M2R) D(INFR)					
Lags interval: 1 to 2					
Data Trend:	None No Intercept No Trend	None Intercept No Trend	Linear Intercept No Trend	Linear Intercept Trend	Quadratic Intercept Trend
Rank or No. of CEs	Log Likelihood by Model and Rank				
0	-858.227	-858.227	-857.918	-857.918	-856.883
1	-797.394	-797.329	-797.035	-796.876	-795.847
2	-763.707	-762.726	-762.691	-760.985	-760.929
3	-756.966	-755.909	-755.876	-754.165	-754.121
4	-751.531	-750.411	-750.411	-748.658	-748.658

Akaike Information Criteria by Model and Rank					
0	30.17717	30.17717	30.3023	30.3023	30.40281
1	28.38622	28.41794	28.50967	28.53817	28.60498
2	27.5155	27.55004	27.61664	27.6266	27.69251
3	27.55816	27.62403	27.6568	27.70052	27.73291
4	27.64512	27.74274	27.74274	27.81892	27.81892
Schwarz Criteria by Model and Rank					
0	31.30397	31.30397	31.56995	31.56995	31.81131
1	29.79472	29.86165	30.05902	30.12273	30.29518
2	29.2057	29.31066	29.44769	29.52807	29.66441
3	29.53006	29.70157	29.76955	29.91891	29.98651
4	29.89872	30.13719	30.13719	30.35422	30.35422
L.R. Test:	**Rank = 4**	**Rank = 4**	**Rank =4**	**Rank = 2**	**Rank = 4**

Sample: 1369Q2 1384Q4

Included observations: 59

Series: D(SIR) D(INF) D(GDPR) D(M2R)

Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	4	4	4	2	4
Max-Eig	4	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

جدول فوق نشان می دهد که حداقل ۲ و حداکثر ۴ معادله تعادلی بلند مدت در الگوی حاضر وجود دارد و بنابراین نیاز به استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری است. جدول ذیل نیز موید نتایج جدول بالا اما به صورت مبسوط است.

جدول ۳: نتایج تست هم انباشتگی برای فرض الگوی خطی با عرض از مبداء و بدون روند

Sample: 1369:2 1384:4				
Included observations: 59				
Series: D(SIR) D(GDPR) D(M2R) D(INF)				
Lags interval: 1 to 2				
Series: D(SIR) D(GDPR) D(M2R) D(INFR)				
	Likelihood	5 Percent	1 Percent	Hypothesized
Eigenvalue	Ratio	Critical Value	Critical Value	No. of CE(s)
0.873032	215.0144	47.21	54.46	None **
0.687835	93.24917	29.68	35.65	At most 1 **
0.206278	24.56008	15.41	20.04	At most 2 **
0.169104	10.92981	3.76	6.65	At most 3 **
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 4 cointegrating equation(s) at 5% significance level				

نتایج جدول فوق نشان می دهد داشتن تنها یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای تحقیق با فرض روابط خطی رد می شود. رتبه لایکلی‌هود بر این اساس ۴ رابطه تعادلی بلند مدت را شناسایی می کند؛ لذا با توجه به وجود روابط غیر خطی بین متغیرهای مدل، باید از مدل تصحیح خطا در تبیین الگو استفاده نمود و نتایج را به کمک نرم افزار Eviews به روابط الگوی خودرگرسیون بازگشتی تعمیم داد.

ج) تخمین مدل تصحیح خطا:

جدول ۴ نتایج اجرای الگو را با سه معادله هم انباشته کننده نشان می دهد:

جدول ۴: نتایج اجرای الگوی تصحیح خطا با فرض وجود روابط تعادلی غیر خطی

Vector Error Correction Estimates				
Sample (adjusted): 1370Q2 1384Q4				
D(SIR(-1))	1	0	0	
D(GDPR(-1))	0	1	0	
D(M2R(-1))	0	0	1	
D(INF(-1))	-0.43337	0.01377	0.091867	
	-0.24174	-0.0745	-0.16597	
	(-1.79276)	-0.18482	-0.55353	
@TREND(69:1)	0.01595*	0.015441	0.001993	
C	-0.5239	-0.18532	-0.24107	
Error Correction:	D(SIR,2)	D(GDPR,2)	D(M2R,2)	D(INFR,2)
CointEq1	-1.9166*	0.062577	-0.01486	0.096582
انحراف معیار	-0.193*	-0.12646	-0.06395	-0.09512
آماره تی	(-9.89503)	-0.49485	(-0.23242)	-1.01534
CointEq2	-0.06516	-3.9788	0.024208	0.047438
انحراف معیار	-0.35335	-0.23069	-0.11665	-0.17353
آماره تی	(-0.18441)	(-17.2475)	-0.20752	-0.27338
CointEq3	-0.89836	0.113063	-0.89726	-0.39099
انحراف معیار	-0.79752	-0.52066	-0.26329	-0.39165
آماره تی	(-1.12645)	-0.21715	(-3.40790)	(-0.99833)
D(SIR(-1),2)	0.496258	-0.01215	-0.00045	-0.06415
انحراف معیار	-0.1428	-0.09323	-0.04714	-0.07013
آماره تی	-3.47513	(-0.13034)	(-0.00956)	(-0.91470)
D(SIR(-2),2)	0.152117	0.024993	0.000329	-0.02792
انحراف معیار	-0.0856	-0.05588	-0.02826	-0.04203
آماره تی	-1.77716	-0.44725	-0.01164	(-0.66416)
D(GDPR(-1),2)	0.13229	1.938976	-0.0196	-0.0446
انحراف معیار	-0.25069	-0.16366	-0.08276	-0.12311
آماره تی	-0.5277	-11.8472	(-0.23683)	(-0.36226)
D(GDPR(-2),2)	-0.00374	0.871591	-0.00648	-0.05843
انحراف معیار	-0.14115	-0.09215	-0.0466	-0.06932
آماره تی	(-0.02651)	-9.45814	(-0.01025)	(-0.84292)
D(M2R(-1),2)	0.516262	-0.11242	-0.23136	0.08642
انحراف معیار	-0.65659	-0.42866	-0.21676	-0.32244
آماره تی	-0.78627	(-0.26225)	(-1.06732)	-0.26802
D(M2R(-2),2)	0.026649	-0.05969	-0.14547	0.093327
انحراف معیار	-0.44726	-0.292	-0.14766	-0.21964
آماره تی	-0.05958	(-0.20440)	(-0.98520)	-0.4249
D(INF(-1),2)	-0.74171	-0.01423	0.142356	-0.71914
انحراف معیار	-0.29061	-0.18972	-0.09594	-0.14271

Vector Error Correction Estimates				
Sample (adjusted): 1370Q2 1384Q4				
آماره تی	**(-2.55227)**	(-0.07498)	-1.48381	(-5.03912)
D(INF(-2),2)	-0.23307	-0.00385	-0.01643	-0.29635
انحراف معیار	-0.28987	-0.18925	-0.0957	-0.14235
آماره تی	(-0.80403)	(-0.02035)	(-0.17172)	(-2.08183)
C	-8.34215	-0.93151	0.011321	-0.15351
انحراف معیار	-3.46526	-2.26231	-1.144	-1.70173
آماره تی	**(-2.40736)**	(-0.41178)	-0.0099	(-0.09021)
@TREND(69:1)	**0.183878**	0.067515	-0.0001	0.002014
انحراف معیار	-0.09153	-0.05975	-0.03022	-0.04495
آماره تی	**-2.00904**	-1.1299	(-0.00334)	-0.04482
R-squared	**0.87923**	**0.930583**	**0.617862**	0.493505
Adj. R-squared	**0.847725**	**0.912474**	**0.518173**	0.361376
Sum sq. resids	6475.335	2759.907	705.7411	1561.604
S.E. equation	11.86458	7.745836	3.916912	5.826484
F-statistic	**27.90747**	**51.38842**	**6.197934**	**3.735024**
Log likelihood	-222.315	-197.157	-156.928	-180.357
Akaike AIC	7.976773	7.12397	5.760266	6.554486
Schwarz SC	8.434536	7.581732	6.218028	7.012249
Mean dependent	-2.04407	**0.216949**	0.038983	-0.00339
S.D. dependent	30.40449	26.18183	5.642848	7.290948
Determinant Residual Covariance				1486460
Log Likelihood				-754.121
Akaike Information Criteria				27.73291
Schwarz Criteria				29.98651

مقدار آماره F، برای وضعیت دارابودن عرض از مبداء و بدون روند و درجه هم انباشتگی یک (یعنی همه متغیرها بعد از یکبار تفاضل گیری مانا شده اند) از روی جدول تعیین وجود رابطه تعادلی بلند مدت برابر ۳/۳۶ برای ۵ پارامتر است. این مقدار در حالت بدون عرض از مبداء و روند برابر ۲/۹ خواهد بود. همانگونه که قابل مشاهده است، مدل برای کلیه متغیرهای مدل (تغییرات شاخص سهام – تغییرات تولید ناخالص داخلی – نقدینگی و نرخ تورم) معنادار شده اما روابط دقیقی از معادله مربوط به تورم قابل استخراج نیست. روابط معنادار در جدول بالا مشخص شده اند. به این ترتیب گام اول تخمین به پایان می رسد.

برای بدست آوردن ضرایب مدل خودرگرسیون برداری مدل برآورد شده فوق مجدداً از نرم افزار کمک گرفته و جدول زیر را استخراج می کنیم:

جدول ۵: نتایج تنظیم و برازش مدل خودرگرسیون برداری

Estimation Proc:
==========
EC 1 2 D(SIR) D(GDPR) D(M2R) D(INF) @ C
VAR Model:
==========
D(SIR,2) = A(1,1)*(B(1,1)*D(SIR(-1)) + B(1,2)*D(GDPR(-1)) + B(1,3)*D(M2R(-1)) + B(1,4)*D(INF(-1)) + B(1,5)*(@TREND(69:1)) + B(1,6)) + A(1,2)*(B(2,1)*D(SIR(-1)) + B(2,2)*D(GDPR(-1)) + B(2,3)*D(M2R(-1)) + B(2,4)*D(INF(-1)) + B(2,5)*(@TREND(69:1)) + B(2,6)) + A(1,3)*(B(3,1)*D(SIR(-1)) + B(3,2)*D(GDPR(-1)) + B(3,3)*D(M2R(-1)) + B(3,4)*D(INF(-1)) + B(3,5)*(@TREND(69:1)) + B(3,6)) + C(1,1)*D(SIR(-1),2) + C(1,2)*D(SIR(-2),2) + C(1,3)*D(GDPR(-1),2) + C(1,4)*D(GDPR(-2),2) + C(1,5)*D(M2R(-1),2) + C(1,6)*D(M2R(-2),2) + C(1,7)*D(INF(-1),2) + C(1,8)*D(INF(-2),2) + C(1,9) + C(1,10)*(@TREND(69:1))
VAR Model - Substituted Coefficients:
==========
D(SIR,2) = - 1.916673109*(D(SIR(-1)) - 0.4333728463*D(INF(-1)) + 0.01595708456*(@TREND(69:1)) - 0.5238988165) - 0.065162571O2*(D(GDPR(-1)) + 0.01376984259*D(INF(-1)) + 0.01544130745*(@TREND(69:1)) - 0.1853212411) - 0.8983627195*(D(M2R(-1)) + 0.09186692129*D(INF(-1)) + 0.001993444867*(@TREND(69:1)) - 0.2410720278) + 0.4962583418*D(SIR(-1),2) + 0.1521171239*D(SIR(-2),2) + 0.1322903177*D(GDPR(-1),2) - 0.003741997285*D(GDPR(-2),2) + 0.5162619128*D(M2R(-1),2) + 0.02664904609*D(M2R(-2),2) - 0.7417071143*D(INF(-1),2) - 0.2330663225*D(INF(-2),2) - 8.342144575 + 0.1838782453*(@TREND(69:1))

د) آزمون نرمال بودن پسماندهای الگوی تصحیح خطا

نتایج آزمون نرمال بودن پسماندهای الگوی تصحیح خطا در جدول زیر نشان داده شده است. نتایج با استناد به آماره ژاک- برا، نشانگر نرمال بودن پسماندها است.

جدول ۶: نتایج آزمون نرمال بودن پسماندهای الگوی تصحیح خطا

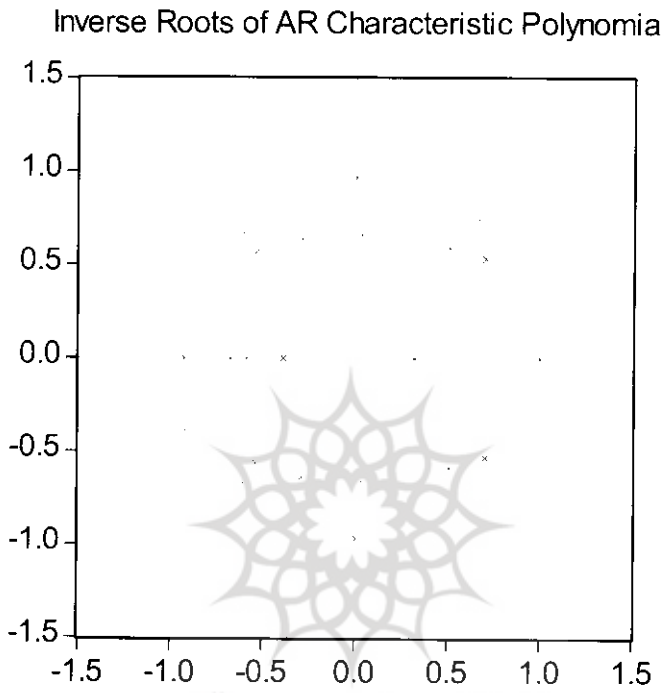
				VEC Residual Normality Tests
				Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
				H0: residuals are multivariate normal
				Sample: 1369Q2 1384Q4
				Included observations: 59
				جولگی
Prob.	Df	Chi-sq	Skewness	Component
0.5767	1	0.311549	-0.177997	1
0.1611	1	1.964261	-0.446940	2
0.3276	1	0.958546	0.312217	3
0.1264	1	2.335749	-0.487374	۴
0.2919	5	6.149500		Joint
				کشیدگی
Prob.	df	Chi-sq	Kurtosis	Component
0.0124	1	6.249121	1.405630	1
0.2007	1	1.637494	2.183851	2
0.0402	1	4.210734	1.691245	۳
0.0005	1	12.05468	5.214407	۴
0.0002	5	24.15310		Joint
				نرمالی
	Prob.	Df	Jarque-Bera	Component
	0.0376	2	6.560669	1
	0.1652	2	3.601755	2
	0.0912	2	4.790130	۳
	0.0008	2	14.39043	۴
	0.0008	10	30.30260	Joint

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

هـ) آزمون خود همبستگی

به وسیله مشاهده نمودار ریشه های معکوس خود رگرسیونی می توان دریافت آیا بین پسماندهای مدل وابستگی وجود دارد یا خیر. این مسئله در نمودار زیر بیان شده و مبین آن است که وابستگی خاصی بین پسماندها وجود ندارد.

نمودار ۱: نمودار ریشه های معکوس خودرگرسیونی



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتیجه گیری

بهترین پاسخها با توجه به معناداری ضریب، از جدول ۴-۸ استخراج می شوند:

D(SIR,2) = - 7.35 - 1.91* D(SIR(-1)) + 0.82*D(INF(-1)) +0.49*D(SIR(-1),2) +
***(@TREND(69:1))۵۵0.15*D(SIR(-2),2) - 0.74*D(INF(-1),2) + 0.1**

R-squared	0.879230
Adj. R-squared	0.847725
Sum sq. resids	6475.335
S.E. equation	11.86458
F-statistic	27.90747

با توجه به قدرت توضیح دهندگی بالا و پرقدرت بودن آماره اف، مدل بالا می تواند مبنای خوبی برای ارزیابی فرضیات تحقیق واقع شود. نتایج آزمون فرضیات به صوت زیر است:

فرضیه اول: بین تغییرات حجم پول و تغییرات بازدهی بورس اوراق بهادار ارتباط معناداری وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه: به علت اینکه آماره t ضریب رگرسیونی بدست آمده از تخمین مدل VAR برای هر دو وقفه تغییرات حجم پول در ناحیه بحرانی واقع شده است، تاثیر این متغیر بر شاخص کل قیمت سهام تایید نشده و در نتیجه فرضیه فوق تایید می‌شود.

فرضیه دوم: بین تغییرات نرخ تورم و تغییرات بازدهی بورس اوراق بهادار ارتباط معناداری وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه: به علت اینکه آماره t ضریب رگرسیونی بدست آمده از تخمین مدل VAR برای اولین وقفه تغییرات نرخ تورم در ناحیه بحرانی واقع نشده است، تاثیر این متغیر بر شاخص کل قیمت سهام تایید شده و در نتیجه فرضیه فوق رد می شود.

فرضیه سوم: بین تغییرات تولید ناخالص داخلی و تغییرات بازدهی بورس اوراق بهادار ارتباط معناداری وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه: به علت اینکه آماره t ضریب رگرسیونی بدست آمده از تخمین مدل VAR برای هر دو وقفه تغییرات تولید ناخالص داخلی در ناحیه بحرانی واقع شده است، تاثیر این دو متغیر بر شاخص کل قیمت سهام تایید نشده و در نتیجه فرضیه فوق تایید می شود.

بنابراین در کوتاه مدت، بر اساس آماره t، تاثیر نخستین معادله هم انباشته کننده (ناشی از تصحیح خطا) بر شاخص کل قیمت سهام تایید می شود. در بلند مدت نیز وقفه اول و دوم شاخص کل قیمت سهام بر خود تاثیر معنادار و مثبت داشته اند. نرخ تورم نیز با یک وقفه بر

شاخص کل قیمت سهام تاثیر منفی داشته است. همچنین تاثیر روند و عرض از مبدا بر تغییرات شاخص تایید می گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ:

۱. تهرانی، رضا، نوربخش، عسگر "مدیریت سرمایه‌گذاری"، نشر نگاه دانش، ۱۳۸۲

۲. رهنما رودپشتی، فریدون، سیم بر، فرشید، طوطیان، صدیقه، "تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهشنامه اقتصادی، تابستان ۱۳۸۴

۳. رهنمای رودپشتی، فریدون، "نقش بازارهای مالی در توسعه اقتصادی کشور"، مجله تدبیر، شماره ۸۹،۱۳۷۷

۴. ابریشمی حمید" کتاب اقتصاد سنجی کاربردی"- دانشگاه تهران ۱۳۸۱ جداول پایانی

1. Campbell, J. A. Lo and C. MacKinlay (1997). The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, New Jersey.

2. Fama, E. F. and K. R. French (1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", Quarterly Journal of Economics, 96, pp. 246-273.

3. Fred C. Graham, "Inflation, real stock, and monetary policy", journal of Applies financial economics, 1996,Vol 6, 29-35.

4. George Hondroyiannis & Evangelia papapertrou, "Macroeconomic Influences on the Stock Market "; Journal of Economics and Finance; Vol 25, No 1, spring 2001

5. Granger, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," Econometrica, 37, 424- 438.

6. John D. Burger, "The relationship between inflation & stock return, a role for perspective monetary policy", Dissertaion of Doctor of Philosophy, University of North Carolina, 2000

7. John G. Gurely and E.S Shaw "Money in a Theory of Finance", 1960

8. Kearngey. K. and Daly "The cause of stock market volatility in Australia", Applies Financial Economic, 1980, pp599

9. Lee, B.S, " Permanent, Temporary, and Non-Fundamental Components of Stock Prices", Journal of Financial and Quantitative Analysis, 33,1998.

10. Lee, B.-S. (1992). "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation," Journal of Finance, 47, 1591-1603.

11. Paul A. Samuelson, William D. Nordhaus. "Economics", Mc Graw Hill, 1998.

12. Ralph I. Udegbunam, P.O. Eriki,"Inflation and Stock price behaviour: Evidence from Nigerian Stock Market", Journal of Financial management and analysis, vol 14, 2001.

13. Stephenj. Mcnees, "How accurate are macroeconomic forecasts?" new England economic review, July-august 1988

14. Syed Mahbub Harun, "The impact of monetary policy on equity market and financial institution", PH.D Dissertation, University of New Orleans, May 2002.

15. Thanaiwong Kirativanich, "The Effects of Macroeconomic Variables on The Southeast Asian Stock Markets: Indonesia, Malaysia, The Philippines and Thailand", Dissertation of United States International University, 2000

16. Thorbecke, Willem, 1997, On Stock Market Returns and Monetary Policy, The Journal of Finance: 52; 635-654

17. Tsay, R. (2001). Analysis of Financial Time Series. John Wiley & Sons. New York.

18. Waggoner, D. F., and Zha, T. (1999). "Conditional Forecasts in Dynamic Multivariate Models," Review of Economics and Statistics, 81 (4), 639-651.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی