



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال ششم / شماره بیست‌ویکم / بهار ۱۳۹۶

بررسی ارتباط بلند مدت میان شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای اقتصاد کلان

مجید عبدی

دکتری از دانشگاه امام حسین(ع)
ch_abdi@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۹/۱۴

چکیده

بورس اوراق بهادار به عنوان مهم‌ترین رکن بازار سرمایه تحت تاثیر شرایط اقتصادی قرار دارد. بازده و قیمت اوراق بهادار در بورس برآیند وضعیت اقتصادی و متغیرهای اقتصاد کلان می‌باشد شاخص کل بورس اوراق بهادار نیز که نمایانگر وضعیت کلی بازار است همواره توسط متغیرهای اقتصاد کلان تحت تاثیر قرار می‌گیرد. هدف اصلی این تحقیق بررسی ارتباط بین شاخص کل بورس اوراق بهادار و متغیرهای اقتصاد کلان می‌باشد. بدین منظور از داده‌های فصلی مربوط به شاخص کل و متغیرهای اقتصاد کلان طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۹۱ به صورت سری زمانی استفاده شده است. روش مورد استفاده در این پژوهش مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) می‌باشد. آزمون فلیپس و پرون نشان داد که تمامی متغیرها در کران پایین دارای یک ریشه واحد هستند ولی در کران بالا ایستا می‌باشند. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا علیت گرانجری بیانگر یک رابطه‌ی تعادلی بلند مدت و هم‌انباشتگی بین شاخص کل با متغیرهای شاخص مصرف کننده، حجم پول در گردش، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، پرداخت‌های دولتی، قیمت سکه، شاخص قیمت تولید کننده می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: شاخص کل، متغیرهای اقتصاد کلان، خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، هم‌انباشتگی.

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری از موارد مهم و ضروری و اساسی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی هر کشور است. ثبات اقتصادی از جمله مهم‌ترین عامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری در هر کشوری می‌باشد و از جمله مسائلی که بازارهای سرمایه در دنیا و هم‌چنین بر روی میزان سرمایه‌گذاری در این بازارها نقش دارند متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشند که نوسانات آن روی بازدهی سهام اثر می‌گذارد. در دوران رونق اقتصادی همراه با ثبات نسبی قیمت‌ها و با توجه به این که در این دوران پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران و سوداگران پول و بورس سه گروه مختلف هستند و بر اساس انگیزه‌های مختلف رفتار می‌کنند سرمایه‌گذاری تولیدی روند معمولی خود را طی می‌کند و در قالب آن سرمایه‌گذاران برای ساخت کارخانه، خرید وسایل تولید و افزایش موجودی انبار هزینه می‌کنند و بنابراین ظرفیت اقتصادی مرتب بالا می‌رود و منجر به افزایش کارایی اقتصادی می‌شود (تفضلی، ۱۳۷۸) با توجه به اینکه بازار سرمایه فرصت‌های سرمایه‌گذاری متنوع و مناسبی را در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد سرمایه‌گذاران همواره به دنبال عوامل هستند که بتوانند وضعیت کلی بازار سرمایه و روند آتی آن را تبیین نمایند. بورس اوراق بهادار یکی از مهم‌ترین بازارهای مالی است که به نوعی نشانگر اقتصاد هر کشور به شمار می‌رود. رکود و رونق بورس اوراق بهادار نه تنها اقتصاد ملی بلکه اقتصاد منطقه و جهانی را نیز تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. بازار بورس اوراق بهادار از سویی محل جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است و از سوی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی است که دارندگان پس‌اندازهای راكد می‌توانند محل نسبتاً مناسب و ایمن سرمایه‌گذاری را جستجو و وجوه خود را برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها به کار گیرند. بدیهی است رونق و رکود بورس می‌تواند ناشی از عوامل متعددی در اقتصاد باشد. چنانچه این بازار رابطه منطقی با بخش‌های دیگر نداشته باشد، معضلات و کاستی‌هایی در عملکرد آنها پیش خواهد آمد. شاخص کل نیز به عنوان نماگر بازار یکی از ابزارهای مناسب برای آگاهی از وضعیت کلی بورس می‌باشد که در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران موثر است. پژوهش‌های متعددی در زمینه بررسی ارتباط بین شاخص و متغیرهای اقتصاد کلان صورت گرفته است ولی از آنجایی که داده‌ها و متغیرهای مالی و اقتصادی همواره در حال تغییر می‌باشند و همچنین به دلیل اهمیت این موضوع، نیازمند انجام تحقیقات متعدد و بررسی متغیرهای مختلف می‌باشند. بدین منظور این پژوهش نیز به دنبال این است که یک مدل پویا برای ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص کل برآورد نماید، چراکه شناخت عوامل موثر بر شاخص می‌تواند به سرمایه‌گذاران در امر سرمایه‌گذاری و انتخاب فرصت‌های مختلف سرمایه‌گذاری کمک نماید.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

شناسایی عوامل تاثیرگذار بر شاخص بورس همواره موضوع پژوهش‌های فراوانی در ادبیات مدیریت مالی و حسابداری بوده است. پژوهش‌های مختلف به بررسی مدل‌های مختلف تبیین مؤثر شاخص بورس در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. گلتکین^۱ (۱۹۸۳)، با بررسی رابطه بازده سهام و تورم در بیست و شش کشور، فرضیه‌ی فیشر مبنی بر این که بازده واقعی سهام عادی و نرخ‌های تورم منتظره مستقل از یکدیگر هستند و بازده اسمی سهام به

طور دقیق به اندازه تورم منتظره تغییر می‌کند، را مورد آزمون قرار داد و نشان داد که برای بیشتر کشورهای مورد بررسی، رابطه‌ی بازده سهام و تورم از نظر آماری معنا دار نیست و تنها در مورد چهار کشور این رابطه منفی و معنادار است در حالی که در مورد دو کشور دیگر، این رابطه معنا دار و مثبت است. ماخرچی و ناکا^۴ (۱۹۹۵)، برای بررسی هم‌انباشتگی شاخص سهام توکیو با مجموعه‌ی از متغیرهای کلان اقتصادی ژاپن، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون را در مدل تصحیح خطای برداری^۲ برای ۲۴۰ مشاهده‌ی ماهانه برای هر یک از متغیرها، از ژانویه ۱۹۷۱ تا دسامبر ۱۹۹۰ به کار گرفتند. آنان دریافتند که بازار سهام ژاپن با شش متغیر کلان اقتصادی مانند نرخ ارز، عرضه‌ی پول، نرخ تورم، تولیدات صنعتی، نرخ اوراق دولتی بلندمدت، و نرخ بهره وام کوتاه‌مدت، هم‌انباشته بوده است. بارن و اُتساکي (۱۹۹۰)، تاثیر متغیرهایی مانند عرضه‌ی پول، شاخص تولید، قیمت نفت خام، نرخ ارز، و نرخ بهره وام کوتاه‌مدت را در قیمت‌گذاری سهام بازار ژاپن و در چارچوب نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ، مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که این متغیرها با صرف ریسک در ارتباط هستند. مایاسمای و که^۴ (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های ماهانه از ژانویه سال ۱۹۸۸ تا ژانویه ۱۹۹۵ در قالب داده‌های سری زمانی، و همچنین تحلیل هم‌انباشتگی چند متغیره‌ی یوهانسون در مدل تصحیح خطای برداری، رابطه‌ی بلندمدت میان شاخص بازار سهام سنگاپور و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که تغییرات در دو متغیر فعالیت‌های واقعی اقتصادی و تولیدات صنعتی و داد و ستد تجاری با تغییرات در شاخص بازار سهام سنگاپور هم‌انباشته نیست. در حالی که بین تغییرات در شاخص بازار سهام سنگاپور با تغییرات در سطح قیمت‌ها، عرضه‌ی پول، نرخ‌های بهره‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت و نرخ‌های ارز، یک رابطه‌ی هم‌انباشته وجود دارد. چانگ و ان چی^۵ (۱۹۹۸)، آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون را برای داده‌های فصلی از کشورهای کانادا، آلمان، ایتالیا، ژاپن و آمریکا، به کار گرفتند و نتیجه گرفتند که بین شاخص سهام ملی و برخی متغیرهای اقتصادی خاص از قبیل قیمت نفت واقعی، مصرف واقعی، عرضه‌ی پول واقعی و تولید ناخالص داخلی واقعی در این پنج کشور یک هم‌سوئی بلندمدتی^۶ وجود دارد. کریستوفرگان و دیگران^۷ (۲۰۰۶)، اثرات متقابل بین شاخص سهام نیوزلند و یک مجموعه‌ی هفت‌گانه از متغیرهای کلان اقتصادی را برای داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۰ لغایت ژانویه ۲۰۰۳، و با استفاده از آزمونهای هم‌انباشتگی آزمون کردند. متغیرهای اقتصادی استفاده شده شامل نرخ تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، عرضه‌ی پول، نرخ بهره‌ی بلندمدت، نرخ بهره کوتاه‌مدت و قیمت خرده‌فروشی نفت محلی^۸ بود. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون نشان داد که بین شاخص قیمت سهم نیوزلند و متغیرهای اقتصادی مورد آزمون، یک رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد. نتایج آزمون علیت گرنجری نیز نشان داد که شاخص قیمت سهم نیوزلند علیت گرنجری برای تغییرات در متغیرهای اقتصادی نیست. علت آن کوچک بودن بازار سهام نیوزلند در مقایسه با بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته است. جاکوب مدسن^۹ (۲۰۰۲) به بررسی رابطه‌ی علی شاخص قیمت سهام بمبی^{۱۰} و متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ ارز، ذخایر ارزی و تراز تجاری پرداختند. آنان در مطالعه‌ی خود متغیرهای نرخ ارز، ذخایر ارزی و تراز تجاری را به عنوان متغیرهای تاثیرگذار بر شاخص قیمت سهام هند و به صورت ماهانه برای دوره‌ی آوریل ۱۹۹۰ تا مارس ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که بین متغیرهای کلان مزبور و شاخص قیمت سهام بورس

رابطه‌ی علیت وجود ندارد. در ایران برانزده (۱۳۷۶)، با استفاده از اطلاعات متغیرهای شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهایی مانند نرخ ارز، شاخص قیمت وسایط نقلیه و شاخص قیمت مسکن برای دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹ لغایت ۱۳۷۶ به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام پرداخت. او برای تجزیه و تحلیل داده‌های خود از روش خود توضیح برداری استفاده کرد و نتایج تحقیق وی نشان داد که سهم متغیرهای یاد شده در تغییرات شاخص قیمت سهام اندک است. این نتیجه بیانگر این است که وجود اختلال‌ها و نوسانات مربوط به بازارهای وسایط نقلیه و ارز به صورت قوی قابل تسری به بازار سهام نیست. قالیباف اصل (۱۳۸۱) رابطه بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز را بررسی کرده است. در این تحقیق از متغیرهای بازده سهام (ناشی از تغییر شاخص قیمت سهام شرکت) درصد تغییرات نرخ ارز و بازده سهام شاخص بازار، به صورت شش ماهه، طی دوره ۸۰-۱۳۷۵ استفاده شده است. براساس نتایج این تحقیق، درصد تغییرات نرخ ارز بر بازده سهام دارای اثر منفی بوده است. همچنین، درصد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی بر بازده سهام شرکت‌ها دارای اثر بوده است. موسایی و دیگران (۱۳۸۹) به بررسی رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای موجود در مدل و شاخص کل قیمت سهام وجود دارد. نتایج نشان داد که حجم پول بیشترین تاثیر را بر تغییرات قیمت سهام دارد، آثار نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی بر بازار سهام با بی اطمینانی زیادی همراه است. براساس نتایج بدست آمده از آزمون علیت گرنجر، شاخص کل قیمت سهام اثر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارد در حالی که متغیرهای کلان بر رونق یا رکود بورس تاثیر می‌گذارند. فیروزه عزیزی (۱۳۸۶) در تحقیقی به بررسی و آزمون رابطه‌ی بین تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. او با استفاده از آمار ماهانه‌ی تورم، بازده نقدی، بازده کل (نقدی و قیمت) و شاخص قیمت سهام در دوره‌ی ۱۳۷۷ لغایت ۱۳۸۲ و با به کارگیری روش (VAR) ۱۰ و آزمون علیت گرنجر، رابطه‌ی متغیرهای مزبور را مورد آزمون قرار داد. نتایج بدست آمده از تحقیق نشان داد که تورم توضیح دهنده‌ی شاخص بازده نقدی و بازده کل است. سعیدی و امیری به بررسی ارتباط بین متغیرهای اقتصادی مانند نرخ ارز قیمت نفت و شاخص مصرف کننده و شاخص کل پرداختند، نتایج پژوهش آنها حاکی از عدم رابطه معنا دار بین شاخص مصرف کننده و نرخ ارز بازار آزاد با شاخص کل بورس بوده است؛ ولی قیمت نفت خام با شاخص کل بورس رابطه معنا دار ولی معکوس را نشان می‌دهد. سجادی، فرازمنند، علی صوفی به بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ رشد شاخص کل قیمت سهام و مجموعه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، نرخ رشد نقدینگی، نرخ ارز، نرخ سود واقعی بانکی و درآمد نفتی، پرداختند. نتایج آزمون همجمعی نشان داد که بین نرخ رشد شاخص کل قیمت و متغیرهای مستقل، رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد به طوری که ضرایب نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم، با نرخ رشد شاخص کل قیمت در سطح اطمینان نود درصد معنی دار و رابطه‌ی منفی دارند و معناداری ضرایب درآمد نفتی، نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی، در سطح اطمینان نود درصد، رد شد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در بسیاری از مدل‌های اقتصادی و مالی تاثیرگذاری متغیرهای توضیحی با تاخیرهای قابل توجهی مواجه‌اند. که می‌تواند این تاخیرات ناشی از ساختارهای اقتصادی و یا واکنش‌های کارگزاران اقتصادی به این متغیرها باشد. به عنوان مثال اثر یک سیاست انبساطی بر متغیرهای مورد نظر، با تاخیر ظاهر می‌شود. در روابط بین متغیرهای مالی و اقتصادی دو مبنای تعدیلات جزئی و انتظارات تطبیقی و روابط تعادلی بلند مدت وجود دارد. به هر حال اثر متغیرهای توضیحی با تاخیر نمایان می‌شود و بخشی از این اثرات در طول زمان نمایان می‌شود. بدین منظور برای بررسی اثر این تاخیرات از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. شکل کلی یک مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \gamma_i l^i y_t + \sum_{i=0}^q \theta_i l^i x_t + u_t$$

مدل ARDL با یک وقفه توزیعی مشابه مدل باوقفه توزیعی نامحدود است. جورگنسون (۱۹۶۶) این مدل را مدل وقفه عقلایی می‌نامد و ثابت می‌کند که لزوماً شکل مطلوب توزیع وقفه‌ها توسط چند پارامتر محدود توصیف می‌شود. بدین صورت که ضرایب X_{t-i} ها در مدل ARDL برابر با جملاتی است که از نسبت دو وقفه توزیعی چند جمله‌ای به دست می‌آید. ضرایب θ_i بر حسب سه ضریب بیان می‌شوند. مدل ARDL با یک وقفه توزیعی به شکل زیر می‌باشد:

$$(1 - \gamma_1)Y_t = \mu + (\beta_0 + \beta_1 L)X_t + u_t \quad (4-1)$$

$$C(L)Y_t = \mu + \beta(L)X_t + u_t \quad (4-2)$$

$C(L) = (1 - \gamma_1)$ و $\beta(L) = \beta_0 + \beta_1 L$ می‌باشد که برای مدل ARDL(p,q) عبارتند از:

$$C(L) = 1 - \gamma_1 L - \gamma_2 L^2 - \dots - \gamma_p L^p \quad (4-3)$$

$$\beta(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p \quad (4-4)$$

که با تقسیم معادله (۴-۱) بر $C(L)$ خواهیم داشت:

$$Y_t = \frac{\mu}{C(L)} + \frac{\beta(L)}{C(L)} X_t + \frac{1}{C(L)} u_t \quad (4-5)$$

با بسط ضرایب می‌توان مدل فوق را به صورت زیر نوشت:

$$Y_t = \frac{\mu}{1 - \gamma_1 - \dots - \gamma_p} + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i u_{t-i} \quad (4-6)$$

در این تحقیق از داده‌های شاخص کل و متغیرهای اقتصاد کلان به صورت فصلی و سری زمانی طی دوره ۱۳۷۱-۱۳۹۱ استفاده شده است. مدل مورد استفاده در این پژوهش مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی است، که از نرم افزار E-Views8 جهت برآورد مدل و انجام آزمون فرضیه‌های مختلف استفاده شده است. مدل مورد استفاده به شرح زیر می‌باشد:

$$IN_t = \mu + IN_{t-1} + CPI_t + CPI_{t-1} + CV_t + CV_{t-1} + ER_t + ER_{t-1} + GDP_t + GDP_{t-1} + GI_t + GI_{t-1} + LV_t + LV_{t-1} + GP_t + GP_{t-1} + POC_t + POC_{t-1} + PPI_t + PPI_{t-1} + U_t$$

که در آن IN شاخص کل بورس، CPI شاخص قیمت مصرف کننده، CV حجم پول در گردش، ER نرخ ارز، GDP تولید ناخالص داخلی، GI درآمدهای دولت، LV حجم نقدینگی، GP پرداخت‌های دولتی، POC قیمت سکه، PPI شاخص قیمت تولید کننده می‌باشد.

مدل تصحیح خطا (ECM)

اثر بلندمدت یا اثر تجمعی برابر است با:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i + \alpha_1 + \dots \quad (4-7)$$

با استفاده از رابطه $A(L) = \frac{\beta(L)}{C(L)}$ می‌توان نشان داد که $\sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i = \frac{\sum_{i=0}^p \beta_i}{1 - \sum_{i=0}^p \gamma_i}$ است. اثر بلندمدت را می‌توان به صورت دیگری نیز تفسیر نمود. در بلندمدت (وضعیت تعادلی) متغیرها به یک وضعیت ایستا وبدون تغییر میرسند لذا در تعادل (بلندمدت) رابطه زیر برقرار است:

$$Y_t = Y_{t-1} = Y_{t-p} = Y^* \quad (4-8)$$

$$X_t = X_{t-1} = X_{t-q} = X^* \quad (4-9)$$

اگر روابط فوق را در مدل ARDL قرار دهیم رابطه تعادلی بین y و x به دست می‌آید:

$$Y^* = \mu + (\gamma_1 + \dots + \gamma_p)Y^* + (\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_q)X^* \quad (4-10)$$

$$\rightarrow Y^* = \frac{\mu}{1 - (\gamma_1 + \dots + \gamma_p)} + \frac{(\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_q)}{1 - (\gamma_1 + \dots + \gamma_p)} X^*$$

در بلندمدت مقادیر جمله خطا صفر است. جمله ی خطا بیانگر انحراف از تعادل است و چون در بلندمدت در تعادل قرار داریم لذا خطای تعادل یا انحراف از تعادل برابر است با: طبق مدل (4-10) اثر بلندمدت یا ضریب تکاثر بلندمدت برابر است با:

$$\frac{\Delta Y^*}{\Delta X^*} = \frac{(\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_q)}{1 - (\gamma_1 + \dots + \gamma_p)} = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i \quad (4-11)$$

بنابراین بایستی در بلند مدت رابطه زیر برقرار باشد:

$$\Delta Y^* = \frac{(\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_q)}{1 - (\gamma_1 + \dots + \gamma_p)} \Delta X^* \quad (4-12)$$

برای مدل ARDL با یک وقفه توزیعی اثر آنی تاخیری و بلندمدت با توجه به $\alpha_i = (\beta_0 + \frac{\beta_1}{\gamma_1}) \gamma_1^i$ عباتنداز

$$\frac{\Delta Y_t}{\Delta X_t} = \alpha_0 = \beta_0 \quad (4-13)$$

$$\frac{\Delta Y_t}{\Delta X_{t-i}} = \alpha_0 = (\beta_0 + \frac{\beta_1}{\gamma_1}) \gamma_1^i \quad (4-14)$$

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i &= \alpha_0 + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i = \beta_0 + (\beta_0 + \frac{\beta_1}{\gamma_1}) \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_1^i \\ &= \beta_0 + (\beta_0 + \frac{\beta_1}{\gamma_1}) \frac{\gamma_1}{1 - \gamma_1} = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \gamma_1} \end{aligned} \quad (4-15)$$

برای تحلیل بلندمدت و مقایسه تعادل رابطه (4-10) مناسب است. اما وقتی که تعادل موجود به هم می خورد تا زمانی براقرای تعادل جدید متغیرها در حال تغییر می باشد. بنابراین تغییرات Y_t را می توان ناشی از دو عامل دانست:

۱) تغییرات y در زمان t که ناشی از تغییرات X در همان زمان است که برابر با $\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t$ می باشد.

۲) تغییرات y در زمان t که ناشی از تصحیح خطای تعادل در دوره قبلی است به عبارت دیگر y در زمان t به انحراف از تعادل در زمان $t-1$ واکنش نشان می دهد که برابر با $\Delta Y_t = \alpha u_{t-1}$ است α ضریب تصحیح عدم تعادل و u_{t-1} انحراف از تعادل در زمان $t-1$ است. بنابراین کل تغییرات y در زمان t برابر است با:

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t + \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4-16)$$

رابطه تعادلی y و X طبق (4-10) می باشد. در تعادل u_t صفر است. اما بدیهی است که معمولاً انحراف از تعادل وجود دارد و متغیرها حول مقادیر تعادلی خود در نوسان هستند و لذا رابطه تعادلی برای دوره $t-1$ عبارت است از:

$$Y_{t-1} = \frac{\mu}{1 - (\gamma_1 + \dots + \gamma_p)} - \frac{(\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_q)}{1 - (\gamma_1 + \dots + \gamma_p)} X_{t-1} = u_{t-1} \quad (4-17)$$

بنابراین رابطه (۴-۱۷) بیانگر انحراف از تعادل در دوره t-1 است.

از مدل با یک وقفه توزیعی Y_{t-1} را از طرفین آن کم کرده و $\beta_0 X_{t-1}$ را به سمت راست اضافه و کم می‌کنیم:

$$Y_t - Y_{t-1} = \mu + (\gamma_1 - 1)Y_{t-1} + \beta_0(X_t - X_{t-1}) + (\beta_0 + \beta_1)X_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t + (\gamma_1 - 1)[Y_{t-1} - \frac{\mu}{1-\gamma_1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1-\gamma_1} X_{t-1}] + u_t \quad (4-18)$$

عبات داخل کروشه برابر با u_{t-1} است که بیانگر انحراف از تعادل در دوره t-1 می‌باشد.

$\gamma_1 - 1$ بیانگر واکنش Y به خطای تعادل در دوره t-1 است. این ضریب نشان دهنده ی تعدیل به سمت تعادل است. با توجه به اینکه $\gamma_1 < 1$ است لذا ضریب تعدیل $\gamma_1 - 1 < 0$ است. بنابراین اگر در دوره قبل $u_{t-1} < 0$ می‌باشد بدان معنا است که انحراف از تعادل منفی است و Y کمتر از سطح تعادلی خود می‌باشد. حال در زمان t بایستی Y افزایش یابد و به سمت مقدار تعادلی خود حرکت کند. چون عبارت داخل کروشه منفی است و ضریب $\gamma_1 - 1$ نیز منفی است. لذا $\Delta Y_t > 0$ خواهد بود که نشان دهنده ی افزایش Y در دره t می‌باشد. این تغییرات در راستای تصحیح خطای تعادل می‌باشد. به همین دلیل این مدل را مدل تصحیح خطا (ECM) یا مدل تصحیح تعادل می‌گویند. حال فرض کنید که خطای تعادل در زمان قبل $u_{t-1} = b$ باشد. در این صورت انحراف از تعادل Y برابر با $Y_{t-1} - Y^* = u_{t-1} = b$ می‌باشد. بنابراین تغییر X_t برای رسیدن به تعادل در زمان t برابر است با:

$$\Delta Y_t = (\gamma_1 - 1)u_{t-1} = (\gamma_1 - 1)b \quad (4-19)$$

در زمان بعد مقدار تصحیح خطا برابر است با:

$$\Delta Y_{t+1} = (\gamma_1 - 1)u_t = (\gamma_1 - 1)\gamma_1 u_{t-1} = (\gamma_1 - 1)\gamma_1 b$$

با تکرار این محاسبات خواهیم داشت:

$$\Delta Y_{t+s} = (\gamma_1 - 1)\gamma_1^s u_{t-1} = (\gamma_1 - 1)\gamma_1^s b \quad ; s = 0, 1, \dots \quad (4-20)$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که تغییر Y در زمان t+s در واکنش به عدم تعادل زمان t-1 بستگی به ضریب γ_1^s دارد. با افزایش s مقدار تغییر Y به سمت صفر میل می‌کند. زیرا Y کاملاً به مقدار تعادلی خود نزدیک شده است. مجموع تغییرات Y برای رسیدن به تعادل برابر است با:

$$\sum_{s=0}^{\infty} \Delta Y_{t+s} = (\gamma_1 - 1)u_{t-1} \sum_{s=0}^{\infty} \gamma_1^s = (\gamma_1 - 1)u_{t-1} \frac{1}{(1-\gamma_1)} = -u_{t-1} \quad (4-21)$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که کل خطای تعادل در بلند مدت تصحیح می‌شود.

برای لحاظ نمودن پویایی و تعدیلات زمانی بعد از برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه های توزیعی و انجام آزمون های مربوط به نرمال بودن و ناهمسانی واریانس و ریشه واحد، مدل تصحیح خطا برآورد شده است که

بیانگر ارتباط بلند مدت میان متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص کل می باشد. برای برآورد مدل تصحیح خطا ابتدا اقدام به آزمون نمودن تمامی سری های زمانی از لحاظ ایستایی نموده ایم سپس مدل تصحیح خطا را با الگوریتم ارائه شده توسط انگل – گرانجر برآورد شده است.

اطلاعات مربوط به بررسی مبانی نظری و ادبیات موضوع از طریق مطالعات کتابخانه ای و جستجوی اینترنتی جمع آوری گردیده است و اطلاعات مربوط به سری زمانی داده های مربوط به مدل نیز از طریق سایت رسمی شرکت بورس و اوراق بهادار و نرم افزارهای موجود در کتابخانه سازمان بورس و اوراق بهادار تهران جمع آوری شده است. به منظور برازش مدل های اقتصاد سنجی ARDL و ECM هم چنین تجزیه و تحلیل داده های این تحقیق از نرم افزار E-Views8 استفاده شده است.

داده های سری زمانی

داده های این تحقیق شامل سری های زمانی فصلی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (تیبیکس)، شاخص قیمت مصرف کننده، حجم پول در گردش، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، درآمدهای دولت، حجم نقدینگی، پرداخت های دولتی، قیمت سکه، شاخص قیمت تولید کننده از سال ۱۳۷۱-۱۳۹۱ می باشد.

۴- فرضیات پژوهش

فرضیه اصلی:

بین شاخص بورس و متغیرهای اقتصاد کلان ارتباط بلند مدت وجود دارد.

فرضیات فرعی:

- بین شاخص بورس و شاخص قیمت مصرف کننده ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و حجم پول در گردش ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و نرخ ارز ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و تولید ناخالص داخلی ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و درآمدهای دولت ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و حجم نقدینگی ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و پرداخت های دولتی ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و قیمت سکه ارتباط بلند مدت وجود دارد.
- بین شاخص بورس و شاخص قیمت تولید کننده ارتباط بلند مدت وجود دارد.

۵- یافته های پژوهش

آزمون ناهمسانی واریانس

واریانس ناهمسانی یکی از مشکلاتی است که در برآورد معادلات رگرسیونی با آن مواجه می‌شویم. واریانس ناهمسانی بدان معناست که واریانس u_t و به دنبال آن واریانس Y_t در طول زمان ثابت نیست و بر اثر شوک‌ها این واریانس تغییر می‌کند. که پیامد نادیده گرفتن ناهمسانی واریانس منجر به ناکارایی تخمین زنده‌ها و در نتیجه منجر به نا اطمینانی آزمون فرض‌ها می‌شود. بدین منظور برای تشخیص ناهمسانی واریانس آزمون‌های مختلفی وجود دارد. که در این پژوهش از آزمون وایت که شکل عمومی‌تر آزمون بوش - پاگان و ضریب لاگرانژ است، استفاده شده است که فرضیات آزمون به شکل زیر تعریف می‌شوند:

عدم وجود ناهمسانی واریانس: H_0

وجود ناهمسانی واریانس: H_1

جدول (۵-۱) آزمون ناهمسانی واریانس

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.167318	Prob. F(10,72)	0.3269
Obs*R-squared	11.57926	Prob. Chi-Square(10)	0.3142

جدول شماره (۵-۱) نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس وایت و ضریب لاگرانژ را نشان می‌دهد. مقدار آماره F و همچنین $X^2 = nR^2$ و احتمال‌های مربوطه نشان می‌دهد که این مدل واریانس ناهمسانی ندارد. با توجه به اینکه آماره F بدست آمده در ناحیه صفر آزمون فرض قرار دارد وجود واریانس ناهمسانی در سطح خطای ۵٪ رد می‌شود. در نتیجه فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود.

آزمون مانایی

آزمون مانایی برای جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب و یافتن رابطه‌ی تعادلی بین متغیرها می‌باشد. مانایی عامل مهمی است که می‌تواند تاثیر جدی بر رفتار یک سری زمانی داشته باشد. به عنوان مثال وقتی شوکی به یک متغیر وارد می‌شود اگر متغیر مانا باشد اثر شوک به تدریج از بین می‌رود و این اثر میرا می‌باشد. ولی اگر متغیر نامانا باشد شوک میرا نیست و اثرش برای همیشه بروی متغیر می‌ماند. استفاده از داده‌های نامانا منجر به رگرسیون کاذب می‌شود. برای آزمون مانایی یک متغیر باید از آزمون ریشه واحد استفاده نمود که فرضیات آزمون فرض به شکل زیر می‌باشد.

ریشه واحد وجود دارد و متغیر نامانا است: H_0

ریشه واحد وجود ندارد و متغیر مانا است: H_1

در روش انگل - گرانجر ابتدا باید مطمئن شویم که همه سری های زمانی، $I(1)$ و یا یک رابطه هم انباشتگی بین آنها وجود دارد. برای تعیین مانایی سری های زمانی از آزمون فیلیپس و پرون^{۱۱} استفاده شده است. که خلاصه نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد سری های زمانی در جدول شماره (۲-۵) نشان داده شده است:

جدول شماره (۲-۵) آزمون مانایی

variables	level		1st difference	
	Phillips-Perron test statistic	Prob.*	Phillips-Perron test statistic	Prob.*
CPI	3.0687	1.0000	-9.8676	0.0000
CV	9.6393	1.0000	-10.3195	0.0000
ER	3.0629	1.0000	-4.9346	0.0001
GDP	7.4623	1.0000	-8.5600	0.0000
GI	-0.6813	0.8455	-22.8678	0.0001
GP	-2.6987	0.0781	-36.6391	0.0001
IN	3.3373	1.0000	-7.4360	0.0000
LV	28.1036	1.0000	-4.3026	0.0008
POC	12.1297	1.0000	-5.1189	0.0000
PPI	9.4329	1.0000	-4.8482	0.0001

همانطور که جدول شماره (۲-۵) نشان داده است، تمامی متغیرها هم انباشته از درجه یک $I(1)$ می باشند. چرا که تمامی متغیرها در کران پایین نامانا هستند و با تفاضل مرتبه اول از تمامی سری های زمانی مانا شده اند. حال بر اساس الگوریتم ارائه شده توسط انگل و گرانجر باید به مرحله بعد رفت و آزمون هم انباشتگی را انجام داد و سپس مدل تصحیح خطا را برآورد کرد.

هم انباشتگی

در صورتی بین چند متغیر نامانا یک رابطه تعادلی بلند مدت وجود داشته باشد ترکیب خطی از این متغیرها هم انباشته می باشد و یک رابطه تعادلی نشان می دهد. همانطور که نتایج حاصل از آزمون مانایی نشان داد تمامی متغیرها نامانا و دارای یک ریشه واحد هستند ولی ترکیب خطی این متغیرها مانا می باشد که بیانگر یک رابطه تعادلی بلندمدت و هم انباشته بین این متغیرها می باشد. بدین منظور برای نشان دادن این رابطه تعادلی بلند مدت از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. مدل تصحیح خطا پویایی و تعدیلات زمانی را در نظر می گیرد که مربوط به واکنش به عدم تعادل های قبلی جهت تصحیح آنها است.

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=0}^q \theta_i \Delta x_t + \delta_i u_{t-1} + \varphi_t$$

معادله هم انباشتگی را که بیانگر رابطه بلند مدت بین متغیرها است را با روش OLS برآورد شده است. حال از این معادله، باقیمانده ها را حساب کرده که این باقیمانده های مرحله اول، بیانگر جمله تصحیح خطا هستند.

آزمون مانایی را برای این باقیمانده‌ها انجام می‌دهیم. برای آزمون مانایی از آزمون فیلیپس و پرون استفاده شده است. که خلاصه نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد به شرح زیر می‌باشد:

جدول شماره (۳-۵) هم‌انباشتگی

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.68747	0.0000
Test critical values 1% level	-3.51126	
5% level	-2.89678	
10% level	-2.58563	

همانطور که در شکل نشان داده شده است باقیمانده‌ها مانا $I(0)$ بوده و بدین ترتیب می‌توان نتیجه‌گیری کرد که شاخص بورس و متغیرهای اقتصاد کلان هم‌انباشته بوده و دارای روابط بلند مدتی باهم می‌باشند. حال به مرحله بعد می‌رویم و با استفاده از جمله تصحیح خطا روابط بلند مدت و تعادلی بین شاخص بورس و متغیرهای اقتصاد کلان را نشان می‌دهیم.

جدول شماره (۴-۵) نتایج بدست آمده از برآورد مدل تصحیح خطا را نشان می‌دهد. مقدار R^2 قدرت متغیر یا متغیرهای مستقل را در پیش‌بینی و تبیین متغیر وابسته نشان می‌دهد. مقدار بدست آمده برای ضریب تعیین نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی اقتصاد کلان توانسته اند ۹۰٪ از تغییرات شاخص کل را توضیح دهند. بررسی معنادار بودن مدل با استفاده از جدول تحلیل واریانس امکان پذیر است. فرضیه مربوط به معناداری به شرح زیر بیان می‌شود:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0, \dots, \beta_{10} = 0$$

$$H_1 = \beta_1 \neq 0 \text{ یا } \beta_2 \neq 0 \text{ یا } \dots \text{ یا } \beta_{10} \neq 0$$

فرضیه صفر بیان می‌کند که همه ضرایب برابر صفر است و فرضیه یک بیان می‌کند که حداقل یکی از ضرایب غیرصفر است. آزمون فرض معناداری مدل، به وسیله مقایسه سطح معناداری آماره F محاسبه شده، با سطح معناداری اختیار شده در این پژوهش (۹۵ درصد) صورت می‌گیرد. نتایج بدست آمده از جدول نشان می‌دهد که سطح معناداری آماره F از ۵ درصد کمتر است. در نتیجه فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود و مدل معنادار است.

جدول شماره (۴-۵) آماره های آزمون

Durbin-Watson	خطای استاندارد بر آورد	اصلاح شده R ²	R ²	آماره F	سطح معناداری F
۱/۵	۱۵۷۶	۰/۹۰	۰/۹۲	۸۶	۰/۰۰۰

جدول شماره (۵-۵) نتایج حاصل از روابط کوتاه مدت و بلند مدت میان متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص کل بورس را نشان می دهد. با توجه به مقدار آماره t-Statistic بدست آمده برای هریک از متغیرها و مقایسه احتمال موجود با سطح معناداری می توان نتیجه گیری کرد که متغیرهای شاخص مصرف کننده، حجم پول در گردش، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، پرداخت های دولتی، قیمت سکه، شاخص قیمت تولید کننده معناداری باشند. ولی متغیر درآمدهای دولتی ارتباط معناداری با شاخص ندارد. همچنین ضرایب بدست آمده برای هر کدام از این متغیرها بیانگر ارتباط بلند مدت میان شاخص کل بورس و متغیرهای اقتصاد کلان می باشد. همچنین ضریب به دست آمده برای ECM بیانگر حرکت متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص کل در بلند مدت به سمت تعادل می باشد و با توجه به مقدار بدست آمده برای این ضریب می توان نتیجه گیری کرد که ۳۲٪ از تعدیلات طی هر دوره رخ می دهد. در نتیجه با توجه به

$$\Delta Y_{t+s} = (\gamma_1 - 1)\gamma_1^s u_{t-1} = (\gamma_1 - 1)\gamma_1^s b ; s = 0, 1, \dots$$

رابطه تعادلی میان شاخص کل بورس و متغیرهای اقتصاد کلان برابر خواهد بود با:

$$\Delta IN_{t+s} = -\%32 \times \%68^s u_{t-1} ; s = 0, 1, 2, \dots$$

جدول شماره (۵-۵) روابط تعادلی بلند مدت

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1631.189	382.308	-4.267	0.000
D(CPI)	-231.372	86.969	-2.660	0.009
D(CV)	0.034	0.006	5.701	0.000
D(ER)	-1.173	0.265	-4.424	0.000
D(GDP)	0.022	0.002	10.718	0.000
D(GI)	0.005	0.003	1.593	0.115
D(GP)	-0.017	0.003	-5.859	0.000
D(LV)	0.005	0.003	1.818	0.073
D(POC)	4.928	0.476	10.362	0.000
D(PPI)	-7.640	3.332	-2.293	0.025
ECM(-1)	-0.329	0.180	-1.829	0.071

۶- نتیجه‌گیری و بحث

مقاله حاضر روابط تعادل بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرهای اقتصاد کلان (CV, CPI, PPI, GDP) و (ER, GI, GP, LV, POC) و شاخص بازار سهام (IN) را با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۹۱ را بررسی می‌کند. این مطالعه آزمون فیلیپس و پرون را به منظور شناسایی ایستایی متغیرها و آماره F را برای آزمون روابط هم‌انباشته میان متغیرها به کار می‌گیرد. با توجه به آزمون ریشه واحد متغیرهای متغیرهای شاخص مصرف‌کننده، حجم پول در گردش، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، پرداخت‌های دولتی، قیمت سکه، شاخص قیمت تولیدکننده، درآمدهای دولتی در کران بالایی دارای ایستایی هستند. روابط تعادل بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرها با استفاده از روش t-Statistic مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. نتایج آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای شاخص مصرف‌کننده، حجم پول در گردش، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی، پرداخت‌های دولتی، قیمت سکه، شاخص قیمت تولیدکننده دارای رابطه بلند مدت معنا داری با شاخص کل می‌باشند. همچنین ضریب به دست آمده برای ECM بیانگر حرکت متغیرهای اقتصاد کلان و شاخص کل در بلند مدت به سمت تعادل می‌باشد و با توجه به مقدار بدست آمده برای این ضریب می‌توان نتیجه‌گیری کرد که ۳۲٪ از تعدیلات طی هر دوره رخ می‌دهد.

فهرست منابع

- * احمدی شادمهری، محمد طاهر، ناجی میدانی، علی اکبر، جندقی میبیدی، فرشته (۱۳۸۹)، روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول،
- * برازنده، محمد. (۱۳۷۶). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
- * بودی، زکین، مارکوس، (۱۳۹۱)، مدیریت سرمایه‌گذاری، ترجمه سید مجید شریعت پناهی، روح اله فرهادی، محمد ایمنی فر، ویرایش اول، شرکت اطلاع‌رسانی و خدمات بورس، انتشارات بورس، تهران.
- * قالیباف اصل، حسن. ۱۳۸۱، بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- * موسایی، میثم؛ نادر مهرگان و حسین امیری (۱۳۸۹). رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. سال هجدهم، شماره ۵۴، ص ۹۴-۷۳.
- * عزیزی، فیروزه. (۱۳۸۳). آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. شماره ۱۱ و ۱۲.
- * هوشمند، محمود، شعبانی، محمد علی، ذبیحی، اعظم (۱۳۸۶)، نقش سرمایه‌ی انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۲، تابستان

- * لطفعلی پور، محمدرضا، زین الیان، اکرم، اشرافی، نازگل(۱۳۹۱)، بررسی تأثیر کاهش موانع تعرف های بر واردات کل کالا در ایران با استفاده باند ARDL از مدل، فصلنامه راهبرد اقتصادی، سال اول، شماره سوم،
- * کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌انباشتگی در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶. ص ۴۱-۵۶.
- * سعیدی، پرویز، امیری، عبدالله(۱۳۸۹)، بررسی رابطه متغیر های کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال دوم، شماره ۸، پیاپی ۶
- * طاهری، حامد، صارم صفاری، میلاد(۱۳۹۰)، ARDL بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: با استفاده از رویکرد، فصلنامه روند پژوهش های اقتصادی، سال نوزدهم، شماره ۶۰.
- * Achسانی، N. and H.G. Strohe. (2002). Stock Market Returns and Macroeconomic Factors, Evidence from Jakarta Stock Exchange of Indonesia 1990-2001 // Universität Potsdam, Wirtschaftsund Sozialwissenschaftliche Fakultät, Discussion Paper,.
- * Antoniou, A., Garrette, I., Priestley, R. (1998). Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory. Journal of Empirical finance, 5: 221-240.
- * Azeez, A. A. & Yonezawa, Y. (2006). Macroeconomic factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory in the Japanese stock market. Japan and the World Economy, 18: 568-591.
- * Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A. (1986). Economic forces and the stock market. Journal of Business 59: 383-403.
- * Geske R. and R. Roll. (1983) The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation // Journal of Finance, Vol. 38, No. 1, pp. 7-33.
- * Mukherjee and Naka. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model, Journal of Financial Research, Vol. 18, No. 2, pp. 223-237.
- * Maysami, R.C. and T.S. Koh A. (2000). Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market, International Review of Economics and Finance, Vol. 9, pp. 79-96.
- * Cheung YW and Ng. (1998) International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity, Journal of Empirical Finance, Vol. 5, pp. 281-296.
- * Christopher gan and et.al, (2006). "macroeconomic variables and stock market interactions: new Zeland evidence", the journal of investment management and financial innovation. pp.89-101.
- * Madsen, B. Jakob. (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. Applied Financial Economics, No.12, PP. 565-574.
- * Bekhet, Hussain Ali, Mugableh, Mohamed Ibrahim (2012), Investigating Equilibrium Relationship between Macroeconomic Variables and Malaysian Stock Market Index through Bounds Tests Approach, International Journal of Economics and Finance; Vol. 4, No. 10

یادداشت‌ها

- ¹. Gultekin
- ². Mukherjee and Naka
- ³. Vector Error Correction Model (VECM)
- ⁴. Mayasmai and Koh
- ⁵. Cheung and Ng
- ⁶. Long term co movements
- ⁷. Christopher Gan et al.
- ⁸. Domestic Retail Oil Price (ROIL)
- ⁹. Jakoob Mudsen
- ¹⁰. Vector Auto-Regressive
- ¹¹. Phillips-Perron