

فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی - ایرانی)
سال دوازدهم، شماره ۴۶، پاییز ۱۳۹۱، صفحات ۱۱۶-۱۰۱

بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران

منصور زراءنژاد* و سحر معتمدی**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۶/۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۲/۶

چکیده

باتوجه به نقش برجسته بورس اوراق بهادار در روند توسعه اقتصادی، در این پژوهش با استفاده از روش علیت تودا - یاماموتو (۱۹۹۵)، آزمون تصحیح خطای گرنجری (۱۹۸۷) و تکنیک هم‌جمعی به روش کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) به بررسی این پرسش پرداخته می‌شود که رابطه بین نرخ ارز، نرخ بهره، نرخ تورم، شوک نفتی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران چگونه است. دوره مورد بررسی با استفاده از داده‌های ماهانه از ۱۳۸۷:۱-۱۳۷۰:۱ است. نتایج تحقیق نشان داد که بین شاخص کل بازار سهام، نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بانکی و قیمت نفت رابطه بلندمدت وجود دارد و براساس روش علیت تودا - یاماموتو (۱۹۹۵) یک رابطه علی یک‌سویه از دو متغیر نرخ ارز و نرخ بهره بانکی به سمت شاخص کل قیمت سهام و نرخ تورم برقرار است. بین نرخ تورم و شاخص کل قیمت سهام رابطه علی دوسویه وجود دارد. از نرخ بهره بانکی به سمت نرخ ارز یک رابطه علی یک‌سویه برقرار است. براساس روش تصحیح خطای گرنجری (۱۹۸۷) یک رابطه علی کوتاه‌مدت از نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره به سمت شاخص کل قیمت سهام وجود دارد و در بلندمدت نیز یک رابطه علی از نرخ ارز، شوک نفتی، نرخ تورم و نرخ بهره به سمت شاخص کل قیمت بازار سهام وجود دارد.

طبقه‌بندی JEL: E44, G11, C50, C22.

کلیدواژه‌ها: بازار سهام، نرخ ارز، شوک نفتی، نرخ تورم، نرخ بهره بانکی، روش علیت تودا- یاماموتو، آزمون کرانه‌ها.

* استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، پست الکترونیکی: zarram@gmail.com.

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، پست الکترونیکی: motamedi.sahar@yahoo.com.

۱- مقدمه

دستیابی به رشد باثبات اقتصادی نیازمند تجهیز و تخصیص بهینه منابع مالی در سطح اقتصاد ملی است. بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از ارکان اصلی بازار سرمایه، نقش مهمی در جمع آوری سرمایه و انتقال آن به واحدهای متقاضی وجوه دارد. موفقیت بورس اوراق بهادار و جذابیت آن برای سرمایه‌گذاران بالقوه با افزایش بازده و قیمت سهام شرکت‌های عضو بورس امکان‌پذیر است. بازده و قیمت سهام نیز تحت تأثیر عوامل متفاوتی مانند وضعیت شرکت‌ها، ویژگی‌های بازار سهام و عوامل کلان اقتصادی است و شناخت آنها نقش مهمی در پیش‌بینی رفتار بازار سهام دارد. از این رو، پژوهش حاضر درصدد بررسی این پرسش بوده که تأثیر نرخ ارز، شوک نفتی، نرخ تورم و نرخ بهره بانکی، به عنوان متغیرهای کلان اقتصادی منتخب، بر شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران چگونه است. روش مورد استفاده در این پژوهش روش علیت تودا - یاماموتو^۱ (۱۹۹۵)، آزمون تصحیح خطای گرنجری (۱۹۸۷) و تکنیک هم‌جمعی به روش کرانه‌های پسران، شین و اسمیت^۲ (۲۰۰۱) است و داده‌های مورد استفاده به صورت سری زمانی ماهانه از ۱۳۸۷:۱۲-۱۳۷۰:۱ است. این مقاله در سه بخش تنظیم شده است؛ در بخش نخست، ادبیات و پیشینه پژوهش مرور می‌شود. بخش دوم، به ارائه مدل و تحلیل نتایج اختصاص دارد. در بخش پایانی، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری پژوهش

در این پژوهش برای بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی منتخب و شاخص کل قیمت سهام از نظریه پورتفولیو^۳، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ^۴ و نظریه رویکرد بازار کالا استفاده شده است. در ادامه، به صورت مختصر به شرح هر یک پرداخته می‌شود.

۲-۱-۱- نظریه سبد اوراق بهادار

در سال ۱۹۵۰ هری مارکوویتز، مدل پورتفولیو را که مبنایی برای نظریه مدرن پورتفولیو^۱ شد، ارائه کرد. افراد در سبد دارایی خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق

1- Toda and Yamamoto

2- Pesaran, Shin and Smith

3- Portfolio Theory

4- Arbitrage Pricing Theory (APT)

بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در... ۱۰۳

قرضه، طلا و ارز را نگهداری می‌کنند و تغییرات حجم پول، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نرخ تورم، تقاضای افراد را برای نگهداری هر یک از این دارایی‌ها از جمله برای سهام تحت تأثیر قرار می‌دهد و بر شاخص قیمت سهام اثر می‌گذارد.

۲-۱-۲- نظریه قیمت گذاری آربیتراژ

نظریه قیمت گذاری آربیتراژ فرض می‌کند که عدم اطمینان در مورد دریافتی اوراق بهادار به تعدادی از عوامل عمومی وابسته بوده و تفاوت بین بازده مورد انتظار و واقعی یک تابع خطی از عوامل عمومی به علاوه یک خطای عمومی است. پانتا^۲ (۲۰۰۲)، در مقاله‌ای به نقل از بنچ مارک^۳ از طریق نظریه‌های مالی، تنزیل سود سهام^۴ را به صورت زیر پیشنهاد کرد:

$$D_t = \sum_{j=0}^{\infty} E \left[\frac{D_{t+j}}{1+r_{t,t+j}} \right] \quad (1)$$

که در آن، D_t نشان‌دهنده سود سهام در زمان t ، $r_{t,t+j}$ نرخ بهره بین زمان t و $t+j$ و E انتظارات در زمان t است. از معادله یادشده، عوامل کلان اقتصادی براساس تأثیرگذاری بر جریان نقدینگی مورد انتظار یا نرخ‌های تنزیل انتخاب می‌شوند.^۵

۲-۱-۳- نظریه رویکرد بازار کالا

نظریه رویکرد بازار کالا، چگونگی تأثیرگذاری نرخ ارز بر عملیات خارجی بنگاه اقتصادی و در مجموع، بر سود بنگاه و قیمت سهام را نشان می‌دهد (شنگک، یان و شان،^۶ ۲۰۰۴). براساس این نظریه، با افزایش تولید ملی به دنبال کاهش ارزش پول و با فرض برقراری شرط مارشال-لرنر ($\frac{CA}{S} = M[\eta_X + \eta_M - 1]$)، جریان‌های نقدی انتظاری آتی که متأثر از تقاضای کل داخلی و خارجی در آینده‌اند، تحت تأثیر قرار می‌گیرند و به دنبال آن، قیمت کنونی سهام که معادل ارزش کنونی جریان‌های نقدی آتی است، با درجه فعالیت فعلی و آینده اقتصاد که توسط شاخص‌هایی مانند تولیدات صنعتی، نرخ رشد واقعی اقتصاد و نرخ اشتغال اندازه‌گیری می‌شود، در تعامل خواهد بود. ما و کائو^۷ (۱۹۹۰)، در نظریه خود نشان دادند که کاهش نرخ

5- Modern Portfolio Theory (MPT)

1- Panetta, 2002, PP.417-450

2- Benchmark

3- Dividend Discounted Model

۴- واریان، ۱۳۷۸، صص ۴۳۵-۴۳۳.

5- Sheng, Yang and Shun, 2004, PP.139-153.

6- Ma and Kao, 1990, PP.441-449.

ارز در اقتصادهای صادرات‌مدار اثری منفی بر بازار سهام دارد و در اقتصادهای واردات‌مدار باعث رونق بازار سهام خواهد شد. بنابراین، برآیند کل اثر تغییر نرخ ارز بر بازار سهام در یک اقتصاد به ترکیب بنگاه‌های درگیر در صادرات و واردات، میزان وابستگی بنگاه‌ها به مواد اولیه وارداتی و کشش‌پذیر بودن تقاضا برای محصولات صادراتی بستگی دارد.^۱

۲-۲- پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در زمینه بررسی تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در داخل و خارج از کشور انجام شده است. در این قسمت، گزیده‌ای از این مطالعات بیان می‌شود. حسینی، زمیری و لای^۲ (۲۰۱۱)، در مطالعه خود به بررسی رابطه بین شاخص قیمت سهام و چهار متغیر کلان اقتصادی قیمت نفت خام، عرضه پول، تولید صنعتی و نرخ تورم در کشورهای چین و هند برای دوره زمانی از ژانویه ۱۹۹۹ تا ژانویه ۲۰۰۹ پرداختند. آنها در این مطالعه با استفاده از روش یوهانسن نشان دادند که بین شاخص کل قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی منتخب در دو کشور رابطه بلندمدت وجود دارد. رابطه بلندمدت بین قیمت نفت خام و شاخص قیمت سهام در چین مثبت، اما در هند منفی است. رابطه بلندمدت بین عرضه پول و شاخص قیمت سهام نیز در هند منفی، اما در چین مثبت است. رابطه بلندمدت بین تولید صنعتی و قیمت سهام در چین منفی و در هند مثبت است به علاوه رابطه بلندمدت بین تورم و شاخص قیمت سهام در هر دو کشور مثبت است.

علی و همکاران^۳ (۲۰۱۰)، در مطالعه خود به بررسی رابطه علیت و بلندمدت بین شاخص قیمت سهام کراچی و متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. متغیرهای اقتصادی به کار رفته در این مطالعه، عرضه پول، تورم، نرخ ارز، تراز تجاری و شاخص تولید صنعتی در دوره زمانی ژوئن ۱۹۹۰ تا دسامبر ۲۰۰۸ است. در این مطالعه، با استفاده از روش علیت گرنجر هیچ‌گونه رابطه علی دوسویه بین متغیرها یافت نشد. رابطه بلندمدت نیز با استفاده از روش یوهانسن تنها بین شاخص قیمت سهام، تولید صنعتی و تورم وجود داشت.

الشارکس^۴ (۲۰۰۴)، در مطالعه خود به بررسی رابطه بلندمدت بین شاخص بازار سهام عمان و متغیرهای کلان اقتصادی تولید واقعی، عرضه پول، نرخ تورم و نرخ بهره برای دوره زمانی مارچ

1- Tahir and Abdul Ghani, 2003, P.2.

2- Hosseini, Zamri and Lai, 2011, PP.233-243.

3- Ali et al, (2010), PP. 312-319.

4- Al sharkas , (2004), PP.97-114.

بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در... ۱۰۵

۱۹۸۰ تا دسامبر ۲۰۰۳ با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسن پرداخت. براساس نتایج تحقیق، رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام عمان با عرضه پول و تولید واقعی اقتصاد مثبت و با نرخ بهره و نرخ تورم منفی بوده است.

پیرایی و شهسوار (۱۳۸۷)، در مطالعه خود، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی تولید ناخالص داخلی، حجم پول، نرخ تورم و نرخ ارز را بر شاخص کل قیمت سهام در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۰ بررسی کردند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده ارتباط مستقیم شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها و ارتباط معکوس شاخص قیمت سهام با حجم پول و نرخ ارز است. ضریب تصحیح خطای الگو نشان می‌دهد که در هر دوره، ۱۵ درصد از عدم تعادل‌های موجود برطرف شده است.

عباسیان و مرادپور (۱۳۸۷)، در مطالعه خود، تأثیر متغیرهای نرخ ارز، تراز تجاری، نرخ تورم، نقدینگی و نرخ بهره را بر شاخص کل بورس تهران با استفاده از داده‌های فصلی در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۷۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده تأثیر مثبت نرخ ارز و تراز تجاری در بلندمدت بر بورس اوراق بهادار و تأثیر منفی نرخ تورم، نقدینگی و نرخ بهره بر بورس اوراق بهادار است.

مطالعات انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که ارتباط بین متغیرهای مختلف و شاخص بورس اوراق بهادار در کشورهای مختلف و در دوره‌های زمانی مختلف، متفاوت بوده است. آنچه مطالعه حاضر را از سایر مطالعات انجام شده در ایران متمایز می‌کند، ترکیب متغیرها و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها است. شاخص کل سهام بورس تهران از سال ۱۳۶۹ منتشر شده است. براساس نظر دیویدسن و مک کینون^۱ (۱۹۹۳)، توان آزمون‌های هم‌جمعی مورد استفاده مرسوم بیشتر به گستردگی^۲ داده‌ها نسبت به مشاهدات وابسته است. بنابراین، در این پژوهش به علت وجود تواتر سالانه اندک، برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود از آزمون کرانه‌های^۳ پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیرمقید (UECM)^۴ استفاده می‌شود.

1- Davidson and MacKinnon, 1993,P.871.

2- Span

3- Bound Testing Approach

4- Unrestricted Error Correction Model

۳- ارایه مدل و تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

با در نظر گرفتن مبانی نظری و پیشینه مطالعاتی بیان شده، یک مدل خطی برای بررسی عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت سهام ارایه شده است.

$$Spir = F(Ex, Oil, P, R) \quad (1)$$

در رابطه یادشده، $Spir$ نشان‌دهنده شاخص کل قیمت سهام تهران، Ex نرخ ارز بازار آزاد تهران، Oil قیمت نفت سبک ایران، P نرخ تورم و R نرخ بهره کوتاه‌مدت بانکی است. متغیرهای یادشده از نماگرها و گزارش‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی و پایگاه اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار به صورت سری زمانی ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۷:۱۲-۱۳۷۰:۱ جمع‌آوری شده‌اند. همچنین متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به صورت لگاریتمی در مدل وارد شده‌اند.

در این پژوهش، برای بررسی اثر قیمت نفت بر شاخص کل قیمت سهام از شوک قیمتی نفت استفاده شده است. همیلتون (۱۹۸۳) شوک قیمتی نفت را به‌عنوان تفاضل لگاریتم قیمت اسمی نفت به صورت رابطه زیر در نظر گرفته است:

$$dlnoil_t = lnoil_t - lnoil_{t-1} \quad (2)$$

در رابطه یادشده، $dlnoil_t$ نشان‌دهنده شوک قیمتی نفت براساس تعریف همیلتون است. در این پژوهش، از قیمت نفت سبک ایران^۱ ($loil$) استفاده شده و تفاضل لگاریتم آن ($dlnoil$) براساس تعریف همیلتون به‌عنوان شوک قیمتی نفت در نظر گرفته شده است.

۳-۱- نتایج روش تودا - یاماموتو

در روش تودا - یاماموتو (۱۹۹۵)، به اطلاعاتی در مورد درجه ایستایی متغیرها نیاز داریم. بنابراین، در ابتدا آزمون ایستایی متغیرهای الگو توسط آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۲ (۱۹۷۹) انجام می‌شود. همچنین برای حصول اطمینان از نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته از آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون (۱۹۸۹)^۳ استفاده می‌شود. نتایج در جدول شماره ۱، ارایه شده است. با توجه به اطلاعات این جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد تمام متغیرها به‌استثنای شوک نفتی ایستا از درجه یک هستند.

1-Price of Light Oil

2- Augmented Dickey-Fuller Test

3- Philips-Perron

بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در... ۱۰۷

جدول ۱- نتایج آزمون ADF و آزمون فیلیپس - پرون در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

مدل دارای عرض از مبدا							متغیر		
آزمون فیلیپس - پرون			نتایج آزمون ADF						
نتیجه	مقدار بحرایی	آماره	نتیجه	وقفه	مقدار بحرایی	آماره	سطح		
I(1)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۲/۰۰۸۱۱۸	I(1)	۱	-۲/۸۷۵۴	-۱/۲۵۹۰			Inspir
I(1)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۲/۲۵۵۷۷۶	I(1)	۲	-۲/۸۷۵۴	-۲/۲۶۱۹			Inex
I(0)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۱/۰۲۲۰۱	I(0)	۰	-۲/۸۷۵۴	-۸/۷۵۶۷			dinloil
I(1)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۲/۲۲۷۲۲۰	I(1)	۱	-۲/۸۷۵۴	-۲/۰۷۴۱			Inp
I(1)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۱/۹۵۷۳۶۰	I(1)	۰	-۲/۸۷۵۴	-۲/۰۵۵۳			Inr
I(0)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۸/۵۴۸۰۲۸	I(0)	۰	-۲/۸۷۵۴	-۵/۱۹۴۶			ΔInspir
I(0)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۹/۳۸۱۵۲۳	I(0)	۱	-۲/۸۷۵۴	-۵/۶۵۷۹			ΔInex
I(0)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۱/۲۲۲۱۶۵	I(0)	۰	-۲/۸۷۵۴	-۶/۴۶۰۵			ΔInp
I(0)	-۲/۸۷۴۸۰۴	-۱/۴۵۶۹۰۳	I(0)	۰	-۲/۸۷۵۴	-۱/۴۲۶۱۶			ΔInr

توضیح: نماد Δ پیش از نام متغیر، نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول آن متغیر است.
 مأخذ: نتایج تحقیق.

برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها به روش تودا - یاماموتو (۱۹۹۵)، یک مدل VAR روی سطح متغیرها با تعداد وقفه بهینه ۳ تشکیل می‌شود.^۱ جدول شماره ۲، نتایج آزمون والد را در مورد ضرایب با وقفه متغیرها نشان می‌دهد.^۲

براساس نظریه پورتفولیو، آربیتراژ و نظریه رویکرد بازار کالا، رابطه علی از نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره بانکی به سمت شاخص کل بازار سهام مورد انتظار است. یکی از وظایف مهم بورس اوراق بهادار در اقتصاد، کمک به جذب نقدینگی و کاهش تورم در جامعه است. بنابراین، وجود رابطه علی از شاخص قیمت سهام به نرخ تورم دور از انتظار نیست.

۱- تعداد وقفه ۳ از جمع رتبه بهینه مدل خودتوضیح برداری براساس معیار آکایک (رتبه دو) و درجه پایایی ماکزیم (براساس جدول شماره یک) به دست آمده است.

۲- یادآوری می‌شود که تمام معادلات در این پژوهش از نظر فروض واریانس ناهمسانی و همبستگی سریالی مورد بررسی قرار گرفته‌اند و در صورت نقض این فروض، اقدام‌های لازم در مورد رفع مشکل انجام شده است. همچنین لازم به یادآوری است که تفسیر نتایج رابطه علیت در سطح معناداری ۹۵ درصد انجام شده است.

جدول ۲- نتایج آزمون والد

نتیجه گیری	آماره والد (χ^2)	H_0	متغیر تاثیر گذار	متغیر وابسته
$lnex \rightarrow lnspir$	۲۷۰۴ (۰/۰۰۰)	$\beta_{1i=0} (i=1,2,3)$	$lnex$	$lnspir$
$dlnloil \leftrightarrow lnspir$	۲/۵۸ (۰/۴۶۱)	$\gamma_{1i=0} (i=1,2,3)$	$dlnloil$	
$lnp \rightarrow lnspir$	۸۹۱ (۰/۰۳۱)	$\theta_{1i=0} (i=1,2,3)$	lnp	
$lnr \rightarrow lnspir$	۱۶۴۰ (۰/۰۰۱)	$\sigma_{1i=0} (i=1,2,3)$	lnr	
$lnspir \leftrightarrow lnex$	۲/۴۸ (۰/۴۷۸)	$\alpha_{2i=0} (i=1,2,3)$	$lnspir$	$lnex$
$dlnloil \leftrightarrow lnex$	۴۶۰ (۰/۲۰۲)	$\gamma_{2i=0} (i=1,2,3)$	$dlnloil$	
$lnp \leftrightarrow lnex$	۲/۵۶ (۰/۳۱۲)	$\theta_{2i=0} (i=1,2,3)$	lnp	
$lnr \rightarrow lnex$	۶۶۸ (۰/۰۸۳)	$\sigma_{2i=0} (i=1,2,3)$	lnr	
$lnspir \leftrightarrow dlnloil$	۴/۰۷ (۰/۲۵۴)	$\alpha_{3i=0} (i=1,2,3)$	$lnspir$	$dlnloil$
$lnex \leftrightarrow dlnloil$	۲/۰۷ (۰/۵۵۸)	$\beta_{3i=0} (i=1,2,3)$	$lnex$	
$lnp \leftrightarrow dlnloil$	۲/۱۳ (۰/۵۵۴)	$\theta_{3i=0} (i=1,2,3)$	lnp	
$lnr \leftrightarrow dlnloil$	۲/۵۱ (۰/۴۷۳)	$\sigma_{3i=0} (i=1,2,3)$	lnr	
$lnspir \rightarrow lnp$	۱۵۳۹ (۰/۰۰۲)	$\alpha_{4i=0} (i=1,2,3)$	$lnspir$	lnp
$lnex \rightarrow lnp$	۲۵۶۷ (۰/۰۰۰)	$\beta_{4i=0} (i=1,2,3)$	$lnex$	
$dlnloil \leftrightarrow lnp$	۲/۵۴ (۰/۳۱۴)	$\gamma_{4i=0} (i=1,2,3)$	$dlnloil$	
$lnr \rightarrow lnp$	۸۸۴ (۰/۰۳۱)	$\sigma_{4i=0} (i=1,2,3)$	lnr	
$lnspir \leftrightarrow lnr$	۲/۲ (۰/۴۹۴)	$\alpha_{5i=0} (i=1,2,3)$	$lnspir$	lnr
$lnex \leftrightarrow lnr$	۰/۲۷ (۰/۹۴۶)	$\beta_{5i=0} (i=1,2,3)$	$lnex$	
$dlnloil \leftrightarrow lnr$	۰/۴۲ (۰/۹۲۵)	$\gamma_{5i=0} (i=1,2,3)$	$dlnloil$	
$lnp \leftrightarrow lnr$	۳/۴۶ (۰/۳۲۵)	$\theta_{5i=0} (i=1,2,3)$	lnp	

مأخذ: نتایج تحقیق.

براساس رابطه فیشر (۱۸۹۶)^۱، رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم مثبت بوده و یک رابطه علی دوسویه بین این دو متغیر برقرار است. در اقتصاد ایران، نرخ بهره بانکی توسط بانک مرکزی تعیین می شود. بنابراین، وجود رابطه علی یک سویه از نرخ بهره بانکی به نرخ تورم با ساختار اقتصادی ایران هماهنگی دارد.

وجود رابطه علی از نرخ ارز به سمت نرخ تورم نیز مطابق با انتظار تئوریک است.^۲ وجود رابطه علی از نرخ بهره به سمت نرخ ارز نیز براساس رویکرد پولی به تعیین نرخ ارز، مطابق با انتظار تئوریک است.^۳

۱- اروینگ فیشر (۱۸۹۶)، رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم را به صورت $R = n - pe$ بیان می کند که در این رابطه، r نرخ بهره حقیقی، n نرخ بهره اسمی و pe نرخ تورم انتظاری است.

۲- با کاهش ارزش پول یک کشور، قیمت واردات و هزینه نهاده های وارداتی آن افزایش خواهند یافت و تولید و قیمت های داخلی را تحت تأثیر قرار خواهند داد. بنابراین، افزایش قیمت واردات به واسطه کاهش ارزش پول داخلی یکی از دلایل افزایش تورم داخلی است.

۳- برای مطالعه بیشتر در مورد این رویکرد، رک به:

Pongsak, Hoontrakul, Exchange Rate Theory: A Review, Discussion Paper, Sasin-GIBA, (1999), Chulalongkorn University, Thailand.

بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در... ۱۰۹

اما قیمت نفت در اقتصاد ایران یک متغیر برونزا به شمار می آید، به گونه ای که تغییرات در متغیرهای داخلی در قیمت جهانی نفت تغییری ایجاد نمی کنند. همچنین، بانک مرکزی در ایران با کنترل شدید نرخ ارز، مانع تغییرات قابل توجه قیمت این دارایی و حرکت سرمایه های سرمایه گذاران مالی به سمت این بازار می شود.

با توجه به مطالعات انجام شده در ایران از جمله مطالعه مهرآرا و اسکویی (۱۳۸۵)، نقش درآمدهای نفتی دولت در تورم، یک بعدی نیست، بلکه ماهیتی کاملاً چندبعدی دارد. به طور کلی قیمت نفت و درآمدهای نفتی از کانال های نرخ ارز، کسری بودجه دولت، واردات، تورم وارداتی، پایه پولی، رشد تولید ناخالص داخلی و سرمایه گذاری بخش دولتی بر تورم مؤثر است که در برخی از موارد آثار متضادی بر تورم دارند. بنابراین، به لزوم افزایش یا کاهش قیمت ها و درآمدهای نفتی تورمزا نیست، بلکه مدیریت این درآمدها در کانال های مزبور است که می تواند باعث تورم در جامعه شود.

۲-۳- بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها

برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱)، استفاده می شود. مدل زیر را براساس رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیرمقید در حالت عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی تخمین می زنیم^۱. نتایج در جدول شماره ۳، ارائه شده است.

$$dlnspir_t = \alpha + \sum_{i=1}^1 \Delta lnspir_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \Delta lnex_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \Delta dlnloil_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \Delta lnpr_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \Delta lnrr_{t-i} + \delta_1 lnspir_{t-1} + \delta_2 lnex_{t-1} + \delta_3 dlnloil_{t-1} + \delta_4 lnpr_{t-1} + \delta_5 lnrr_{t-1} \quad (3)$$

فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$) در برابر فرضیه مقابل با استفاده از آزمون والد و آماره F آزمون می شود. تعداد رگرورها (k) برابر با چهار و الگو دارای جمله ثابت و بدون روند است. آماره F به دست آمده از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد بیشتر است. بنابراین، در این حالت وجود یک رابطه بلندمدت در بین متغیرها در این سطح بحرانی پذیرفته می شود. همچنین آزمون معناداری سطح باوقفه متغیر شاخص کل قیمت سهام برای تأیید وجود رابطه بلندمدت از سمت سایر

۱- یادآوری می شود که مدل در ابتدا در نامقیدترین حالت، یعنی حالت عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی نامقید تخمین زده شده و پس از آزمون معناداری متغیر روند با آزمون والد و اثبات عدم معناداری آن، متغیر روند از مدل حذف و مدل در حالت عرض از مبدأ نامقید و بدون روند، تخمین زده شده است.

۱۱۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی - ایرانی) سال دوازدهم شماره ۴۶

متغیرها به شاخص کل قیمت سهام انجام می‌شود. آماره t به دست آمده از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح ۹۰ درصد بیشتر است. بنابراین، وجود یک رابطه بلندمدت در بین متغیرها تأیید می‌شود.^۱ نتایج در جدول شماره ۴، ارائه شده است.

جدول ۳- نتایج تخمین مدل تصحیح خطای غیرمقید

متغیر	ضریب	prob	آماره t	نتیجه
α	۰/۱۲۱	۰/۰۷	۱/۷۶	معنادار
$\Delta \ln spir(-1)$	۰/۴۵۱	۰/۰۰	۱۱/۰۲	معنادار
$\Delta \ln ex$	-۰/۰۲۰	۰/۶۰	-۰/۵۲	بی معنا
$\Delta \ln ex(-1)$	۰/۰۶۲۱	۰/۱۶	۱/۴۰	بی معنا
$\Delta \ln oil$	۰/۰۲۹	۰/۵۰	-۰/۶۶	بی معنا
$\Delta \ln oil(-1)$	-۰/۰۲۰	۰/۵۰	-۰/۶۷	بی معنا
$\Delta \ln p$	۰/۰۰۸	۰/۸۰	۰/۲۴	بی معنا
$\Delta \ln p(-1)$	۰/۰۱۴	۰/۵۵	۰/۵۹	بی معنا
$\Delta \ln r$	-۰/۱۸۶	۰/۰۰	-۴/۵۶	معنادار
$\Delta \ln r(-1)$	-۰/۱۳۳	۰/۲۷	-۱/۱۰	بی معنا
$\ln spir(-1)$	-۰/۰۲۱	۰/۰۰	-۴/۱۶	معنادار
$\ln ex(-1)$	۰/۰۳۴	۰/۰۰۱	۳/۴۱	معنادار
$\ln oil(-1)$	۰/۰۸۶	۰/۲۹	۱/۰۴	بی معنا
$\ln p(-1)$	۰/۰۱۶	۰/۰۹۹	۱/۶۵	معنادار
$\ln r(-1)$	-۰/۱۴۲	۰/۰۰۲	-۳/۰۹	معنادار

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

جدول ۴- نتایج آزمون F و t برای بررسی وجود رابطه بلندمدت

در سطح ۹۰ درصد		آماره t	در سطح ۹۰ درصد		در سطح ۹۵ درصد		آماره F
$I(0)$	$I(1)$		$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	
-۲/۵۷	-۳/۶۶	-۴/۱۶	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۸۶	۴/۰۱	۴/۸۲

مأخذ: نتایج تحقیق و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱).

پس از اثبات وجود رابطه بلندمدت، ضرایب بلندمدت در مدل تصحیح خطای غیرمقید از طریق تقسیم ضرایب سطح باوقفه متغیرهای توضیحی بر ضریب سطح باوقفه متغیر وابسته (با یک علامت منفی) تخمین زده می‌شوند. نتایج در جدول شماره ۵، ارائه شده است.

۱- مقادیر F و t استخراج شده از جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱) در حالت عرض از مبدأ نامقید و بدون روند تخمین زده شده‌اند.

جدول ۵- تخمین ضرایب بلندمدت از روش *UECM*

متغیر	ضریب	Prob	آماره <i>t</i>	نتیجه
$lnex_{t-1}$	۱/۶۱	۰/۰۰۱	۳/۴۱	معنادار
$dlnloil_{t-1}$	۴/۰۹	۰/۲۹	۱/۰۴	بی معنا
lnp_{t-1}	۰/۷۶	۰/۰۹۹	۱/۶۵	معنادار
lnr_{t-1}	-۶/۷۶	۰/۰۰۲	-۳/۰۹	معنادار

مأخذ: نتایج تحقیق.

اکنون برای تخمین آثار سطحی و پویایی‌های کوتاه‌مدت شاخص کل قیمت سهام و همچنین تأیید نتایج آزمون تصحیح خطای غیرمقید در بلندمدت از رویکرد مدل‌سازی *ARDL* پسران و شین (۱۹۹۹)، برای تخمین روابط در سطح برای معادله شاخص کل قیمت سهام استفاده می‌شود. در این مرحله، مدل پویای *ARDL* با وقفه بهینه تعیین شده توسط معیار آکایک، تخمین زده می‌شود. نتیجه برآورد مدل پویا به روش *ARDL* در جدول شماره ۶، ارائه شده است.^۱

جدول ۶- نتایج تخمین پویا به روش *ARDL* (2,0,0,0)

متغیر	ضریب	prob	آماره <i>t</i>	نتیجه
α	-۰/۱۰	۰/۴۴	۰/۷۲	بی معنا
$lnspir(-1)$	۱/۴۴	۰/۰	۱۸/۵۸	معنادار
$lnspir(-2)$	-۰/۴۴	۰/۰	-۶/۱۴	معنادار
$lnex_t$	۰/۰۲	۰/۰	۴/۱۲	معنادار
lnp_t	۰/۰۱	۰/۰۵	۱/۸۹	معنادار
lnr_t	-۰/۱۴	۰/۰۲۴	-۲/۲۷	معنادار
$R^2 = ۰/۹۹$ $DW = ۳۱/۱۲$				

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

جدول ۷- نتایج بلندمدت به روش *ARDL*

متغیر	ضریب	prob	آماره <i>t</i>	نتیجه
$lnex_t$	۱/۷۹	۰/۰	۸/۹۵	معنادار
$dlnloil_t$	۱/۸۸	۰/۳۷	۱/۰۹	بی معنا
lnp_t	۰/۹۲	۰/۰۵	۱/۹	معنادار
lnr_t	-۴/۹۳	۰/۰	-۳/۷۱	معنادار

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

۱- با توجه به آنکه آماره *t* متغیر شوک نفتی در مدل پویا کوچک‌تر از یک است، این متغیر از مدل حذف و مدل دوباره برآورد می‌شود.

۱۱۲ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی - ایرانی) سال دوازدهم شماره ۴۶

همچنین، مدل بلندمدت با فرض وجود عرض از مبدأ نامقید و بدون روند با استفاده از مدل *ARDL* با وقفه‌هایی که توسط معیار آکاییک تعیین می‌شود، برآورد شده است. نتایج در جدول شماره ۷، آمده است.

همان‌گونه که در رابطه بلندمدت جدول شماره ۷، مشاهده می‌شود، ضرایب به‌دست آمده از روش *ARDL* با ضرایب بلندمدت مدل تصحیح خطای غیرمقید (*UECM*) ارایه شده در جدول شماره ۵، تفاوتی از لحاظ معناداری و علایم ضرایب ندارند.

براساس جدول‌های شماره ۶ و ۷، در بلندمدت و کوتاه‌مدت تمام ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد به‌جز ضریب شوک نفتی *C* معنادار هستند. در بلندمدت یک درصد افزایش در نرخ بهره کوتاه‌مدت بانکی شاخص کل قیمت سهام را ۴/۹۳ درصد کاهش می‌دهد. افزایش نرخ بهره باعث کاهش ارزش حال جریان نقدی آتی و در نتیجه، کاهش جذابیت فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار خواهد شد. نرخ ارز نیز به‌عنوان یک دارایی جایگزین در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت و معناداری بر شاخص کل قیمت سهام دارد. جدول شماره ۸، ده شرکت بزرگ فعال را در بورس اوراق بهادار از نظر ارزش بازار در پایان خرداد ۱۳۸۷، نشان می‌دهد. همان‌گونه که از این جدول مشاهده می‌شود، شرکت‌های عمده موجود در بورس اوراق بهادار تهران مانند شرکت فولاد مبارکه اصفهان و صنایع مس ایران از جمله شرکت‌های تولیدی صادرات‌مدار هستند که با افزایش نرخ ارز شاخص قیمت سهام آنان و در پی آن، شاخص کل قیمت سهام افزایش خواهد یافت.

جدول ۸- ده شرکت بزرگ تر بورس اوراق بهادار از نظر ارزش بازار در پایان خرداد ۱۳۸۷

ردیف	نام شرکت	ارزش بازار شرکت (میلیارد ریال)	ردیف	نام شرکت	ارزش بازار شرکت (میلیارد ریال)
۱	فولاد مبارکه اصفهان	۷۴,۱۹۷	۶	سایپا	۲۰,۰۰۳
۲	ملی صنایع مس ایران (سهامی عام)	۴۷,۲۰۳	۷	مدیریت سرمایه‌گذاری امید	۱۹,۷۰۴
۳	سنگ آهن گل‌گهر	۲۵,۸۶۷	۸	پتروشیمی خارک	۱۸,۴۷۷
۴	فولاد خوزستان	۲۵,۲۷۲	۹	کشتیرانی جمهوری اسلامی ایران	۱۵,۸۲۵
۵	معدنی و صنعتی چادرملو	۲۴,۵۴۸	۱۰	بانک پارسیان	۱۱,۹۰۴

مأخذ: گزارش‌های ماهانه بورس اوراق بهادار.

بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در... ۱۱۳

نرخ تورم نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر شاخص کل قیمت سهام دارد و علت آن را می‌توان افزایش ارزش دارایی‌ها و نهاده‌های تولیدی شرکت‌ها و مؤسسه‌های عضو سازمان بورس اوراق بهادار تهران دانست.

۳-۳- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

جدول شماره ۹، نتایج آزمون علیت گرنجر کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را به صورت معادله (۴) نشان می‌دهد.

$$\Delta \ln spir_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \ln spir_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i \Delta \ln ex_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \ln oil_{t-i} + \sum_{i=1}^m \sigma_i \Delta \ln p_{t-i} + \sum_{i=1}^m \vartheta_i \Delta \ln r_{t-i} \theta ect_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

جدول ۹- نتایج آزمون علیت گرنجر کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل ECM

شرح	آزمون علیت کوتاه مدت				آزمون علیت بلند مدت				
	$\Delta \ln ex$	$\Delta \ln oil$	$\Delta \ln p$	$\Delta \ln r$	ECT_{t-1}	آزمون توأم			
	γ_i	δ_i	σ_i	ϑ_i	ECT_{t-1}	γ_i & ECT_{t-1}	δ_i & ECT_{t-1}	σ_i & ECT_{t-1}	ϑ_i & ECT_{t-1}
$\Delta \ln spir$	۱۱/۰۲ (۰/۰۰۱)	۱/۳۹ (۰/۲۳)	۴/۳۲ (۰/۰۳)	۶/۶۳ (۰/۰۱)	۱۱/۲۸ {-۰/۰۲۳} (۰/۰۰۱)	۱۱/۷۳ (۰/۰۰۳)	۱۲/۸۵ (۰/۰۰۲)	۱۵/۴۹ (۰/۰)	۱۱/۳۸ (۰/۰۰۳)

* آزمون معناداری ضرایب متغیرها براساس آزمون والد است.

** آزمون معناداری جمله تصحیح خطای باوقفه براساس آزمون t است و عبارت درون کروشه

ضرب عبارت تصحیح خطا است.

*** آزمون معناداری ضرایب متغیرها توأم با ضرایب تصحیح خطای باوقفه براساس آزمون والد است.

مأخذ: نتایج تحقیق.

براساس نتایج جدول شماره ۹، در سطح معناداری ۹۵ درصد در کوتاه‌مدت با توجه به معناداری ضرایب نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره بانکی با آزمون والد، تغییرات در لگاریتم متغیرهای یادشده علت گرنجر تغییرات در لگاریتم شاخص کل قیمت سهام است. معنادار نبودن ضرایب تغییرات در لگاریتم شوک نفتی توسط آزمون والد نیز نشان‌دهنده نبود رابطه علیت کوتاه‌مدت از تغییرات در لگاریتم شوک نفتی به سمت تغییرات در لگاریتم شاخص کل قیمت سهام است.

ضریب تصحیح خطای مدل کوچک‌تر از یک و علامت آن نیز مطابق انتظار منفی است. مقدار آن نیز نشان می‌دهد که تعدیلات در شاخص کل بازار سهام کند صورت می‌گیرد، به طوری که در هر سال حدود ۲۸ درصد از عدم تعادل‌های شاخص کل قیمت سهام به سمت بلندمدت تعدیل می‌شوند. معنادار بودن هم‌زمان تغییرات در لگاریتم تمام ضرایب و عبارت تصحیح خطای باوقفه از طریق آزمون والد نشان می‌دهد که تمام متغیرها در بلندمدت علت تغییرات در لگاریتم شاخص کل قیمت سهام هستند.

۴- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از نظریه پورتفولیو، مدل آربیتراژ و نظریه رویکرد بازار کالا ارتباط بین نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره، شوک نفتی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷:۱۲-۱۳۷۰:۱ بررسی شد. برای بررسی این رابطه از آزمون علیت تودا - یاماموتو (۱۹۹۵)، روش تصحیح خطای گرنجری (۱۹۸۷) و تکنیک هم‌جمعی به روش کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) استفاده شد. نتایج تحقیق نشان داد که با استفاده از آزمون کرانه‌ها بین شاخص کل قیمت سهام، نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ بهره بانکی و قیمت نفت رابطه بلندمدت وجود دارد. نتایج آزمون ARDL نیز نتایج آزمون کرانه‌ها در بلندمدت را تأیید کرد. رابطه بلندمدت مثبت بین شاخص کل قیمت سهام و نرخ ارز نشان‌دهنده آن است که عمده شرکت‌های عضو بازار بورس اوراق بهادار تهران صادرات‌مدار هستند. رابطه بلندمدت مثبت بین شاخص کل قیمت سهام و نرخ تورم نیز نشان‌دهنده افزایش ارزش دارایی‌ها و نهاده‌های تولیدی شرکت‌ها و مؤسسه‌های عضو سازمان بورس اوراق بهادار تهران در اثر افزایش تورم و در نتیجه، افزایش قیمت سهام آنان است. رابطه بلندمدت منفی بین شاخص کل قیمت سهام و نرخ بهره نیز نشان‌دهنده کاهش ارزش حال جریان نقدی آتی و کاهش جذابیت فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر اثر افزایش نرخ بهره در بورس اوراق بهادار تهران است.

براساس روش علیت تودا - یاماموتو (۱۹۹۵)، یک رابطه علی یک‌سویه از دو متغیر نرخ ارز و نرخ بهره بانکی به سمت شاخص کل قیمت سهام و نرخ تورم برقرار است. بین نرخ تورم و شاخص کل قیمت سهام رابطه علی دوسویه وجود دارد. از نرخ بهره بانکی به سمت نرخ ارز یک رابطه علی یک‌سویه برقرار است. براساس روش تصحیح خطای گرنجری (۱۹۸۷) یک رابطه علیت کوتاه‌مدت از نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره به سمت شاخص کل قیمت سهام

بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در... ۱۱۵

وجود دارد و در بلندمدت نیز یک رابطه علیت از نرخ ارز، شوک نفتی، نرخ تورم و نرخ بهره به سمت شاخص کل قیمت بازار سهام وجود دارد.

براساس نتایج به دست آمده پیشنهادهای زیر در راستای اثربخشی بیشتر بازار بورس اوراق بهادار تهران ارائه می‌شود:

با توجه به متغیر بودن نتایج در دوره‌های زمانی متفاوت، پیشنهاد می‌شود، بررسی جهت روابط علیت و جهت روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت در دوره‌های زمانی کوتاه‌تر و با استفاده از داده‌های روزانه انجام گیرد تا جدیدترین توصیه‌های سیاستی انجام پذیرد.

- به منظور رفع ضعف عملکرد بورس اوراق بهادار در انجام مهم‌ترین وظیفه خود که جذب نقدینگی و کمک به رشد اقتصادی است، توصیه می‌شود علاوه بر متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر فعالیت بورس اوراق بهادار، متغیرهای غیراقتصادی نیز مورد بررسی قرار گیرند تا زمینه رشد و شکوفایی بیشتر بورس اوراق بهادار تهران فراهم شود.

- در نهایت، پیشنهاد می‌شود، برای توانمندسازی شاخص قیمت بازار سهام برای توضیح شرایط اقتصاد کلان، اقدام‌هایی به منظور شفافیت بیشتر این بازار چه در سطح مدیریتی و چه از بعد سازوکارهای اطلاع‌رسانی بازار انجام شود.

منابع

الف- فارسی

ابریشمی، حمید (۱۳۸۱)، اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، تهران، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چاپ اول.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش شاخص‌های ماهانه اقتصادی، سال‌های مختلف.

پیرایی، خسرو و محمدرضا شهسوار (۱۳۸۸)، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره ۱.

دورنبوش، رودیگر و استنلی فیشر، اقتصاد کلان، ترجمه یدالله دادگر و محمدرضا منحدب، تهران، انتشارات سروش.

سازمان بورس اوراق بهادار تهران (سال‌های مختلف)، ماهنامه آماری.

۱۱۶ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی - ایرانی) سال دوازدهم شماره ۴۶

عباسیان، عزت الله و اولادی، مرادپور ۱۳۷۸، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال دوازدهم، شماره ۳۶.

مهرآرا، محسن و کامران نیکی اسکویی (۱۳۸۵)، تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۰.

نوفروستی، محمد، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

واریان، هال (۱۳۷۸)، تحلیل اقتصاد خرد، ترجمه رضا حسینی، نشر نی.

ب- لاتین

Ali, Imran et al (2010), Causal Relationship Between Macro-economic Indicators and Stock Exchange Prices in Pakistan, African Journal of Business Management, Vol. 4, No. 3.

Al sharkas, Adel (2004), The Dynamic Relationships between Macroeconomic Factors and the Jordanian Stock Market," International Journal of Applied Economics and Quantitative studies, Vol. 1, No.1.

Davidson, R., MacKinnon, J.G. (1993), Estimation and Inference in Econometric, Oxford University Press.

Dornbusch, R. and Fisher, S (1980), Exchange Rate and Current Account, American Economic Review, Vol.70.

Engle, R.F. and Granger, C.W.J (1987), Co Integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing, Econometrical, Vol. 55.

Hamilton, J. D (1983), Oil and the Macro economy since World War II, The Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 2.

Hosseini, Mehdi & Zamri, Ahmad and Lai, Yew Wah (2001), The Role of Macroeconomic Variables on Stock Market Index in China and India, International Journal of Economics and Finance, Vol.3, No.6.

Hoontrakul, Pongsak (1999), Exchange Rate Theory: A Review, Discussion Paper, Sasin-GIBA, Chulalongkorn University, Thailand.

Kia, A. (2003), Forward Looking Agents and Macroeconomic Determinants of The Equity Price in a Small Open Economy, Applied Financial Economics, Vol 13.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, 2011, Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16.