Challenges of The World, Vol.2, No.3 (Serial 7), Autumn 2016

The Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Changes, By Emphasizing Moqawama Economics

Mostafa Heidari Heratme*

Received: 13/08/2016
Accepted: 26/08/2016

The purpose of this research is to investigate the effect of macroeconomic variables on the total stock market price index with emphasis on economic resistance model. The stock exchange - one of the main elements of the capital market - can accelerate the economic development and growth by leading stagnant savings towards productive production. Indices of this market are affected by several factors including macroeconomic variables. With notification the policies of the resistance economy by the Supreme Leader, this model was considered as an economic model of Iranian-Islamic progress. The research method is objective, applied and in terms of nature and method, descriptive-analytical using VAR, ECM, VECM and ARDL econometric patterns. The results of these patterns show that: A) there is a direct and consistent relationship between the exchange rate variables, GDP, the rate of liquidity growth, and the variable of the resistance economy pattern with the total stock price index. B) The Bank's interest rate with the total stock price index has an inverse relationship. C) Also, the results from the estimation of the error correction model show that about 77 percent of the total stock price index imbalance is adjusted per year to a long-term equilibrium. D) Finally, attention to the resistance economy approach will have a positive impact on the developments in the capital and stock market, and the important issue of estimating the patterns used in this research is quite conclusive

Keywords: Macroeconomic Variables, Stock Price Index, Moqawama Economy, VAR Econometric Models, VECM, ARDL

* Member of the Faculty of Economics, Islamic Azad University of Naraq

فصلنامه چالش‌های جهان، سال دوم، شماره سوم (پیاپی ۷)، پاییز ۱۳۹۵، صص۵۳-۹٤

تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تحولات بازار بورس؛ با تأکید بر اقتصاد مقاومتی

مصطفی حیدری هراتمه*

دریافت: ۱۳۹۵/۵/۲۳

پذیرش: ۱۳۹۵/٦/۵

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل قیمت بازار بورس با تأکید بر مدل اقتصادی مقاومتی است. بورس اوراق بهادار به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین ارکان بازار سرمایه، قادر است با هدایت پس‌اندازهای راکد به‌سوی تولید مولد، حرکت به‌سمت رشد و توسعه اقتصادی را سرعت بخشد. شاخص‌های این بازار تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشند. با ابلاغ سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی توسط مقام معظم رهبری، این الگو به‌عنوان مدل اقتصادی پیشرفت ایرانی- اسلامی مورد توجه قرار گرفت. روش پژوهش به لحاظ هدف، کاربردی و از نظر ماهیت و روش، توصیفی ° تحلیلی با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی VAR، ECM، VECM و ARDL است. نتایج ناشی از این الگوها نشان می‌دهد که: الف. ارتباط مستقیم و همسو بین متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد نقدینگی و متغیر الگوی اقتصاد مقاومتی با شاخص کل قیمت سهام وجود دارد؛ ب. نرخ سود بانکی با شاخص کل قیمت سهام، ارتباط معکوس خواهد داشت؛ ج. همچنین نتایج ناشی از برآورد الگوی تصحیح خطا حاکی از آن است که در هر سال حدود ۷۷ درصد از عدم تعادل‌های شاخص کل قیمت سهام به‌سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و د) نهایتاً اینکه توجه به رویکرد اقتصاد مقاومتی، تأثیر مثبت بر تحولات بازار سرمایه و سهام خواهد داشت و این مهم از برآورد الگوهای مورد استفاده در این تحقیق کاملاً قابل استنتاج است.

واژگان کلیدی

متغیرهای کلان اقتصادی، شاخص قیمت سهام، اقتصاد مقاومتی، الگوهای اقتصادسنجی VAR, VECM, ARDL

---

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی نراق

مقدمه

اقتصاد هر کشور در یک دسته‌بندی کلی، متشکل از دو بخش مالی و حقیقی است. ازآنجاکه فرآیند رشد و توسعه اقتصادی، نیازمند هدایت صحیح منابع مالی به‌سمت سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی است، بخش مالی دارای نقش کلیدی در جریان توسعه‌یافتگی اقتصادی است. بازارهای مالی با توجه به معیارهای متفاوتی از قبیل سررسید تعهدات مالی به دو بازار پول و سرمایه تفکیک می‌شوند. می‌توان از بانک به‌عنوان نماد بازار پول و از بورس اوراق بهادار به‌عنوان نماد بازار سرمایه نام برد.

بورس اوراق بهادار بازاری متشکل و رسمی جهت خریدوفروش سهام شرکت‌ها تحت ضوابط و قوانین خاص است. وظیفهٔ اصلی بورس اوراق بهادار، فراهم آوردن بازاری شفاف و منصفانه برای دادوستد اوراق پذیرفته شده و همچنین نظامی مناسب برای نظارت بر جریان دادوستد، عملیات بازار و فعالیت اعضای آن است و ویژگی اساسی آن حمایت از صاحبان منابع پس‌اندازی و الزامات قانونی برای متقاضیان سرمایه است. از طرفی بورس اوراق بهادار، مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به‌منظور تأمین پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت است.

به‌طور کلی عوامل مؤثر بر تحولات بازار بورس را می‌توان به دو دستهٔ عوامل درونی و بیرونی تقسیم‌بندی کرد. عوامل درونی را می‌توان به ساختار تشکیلاتی بورس اوراق بهادار و عوامل بیرونی را مرتبط با سیاست‌ها و راهبردهای دولت و شرایط اقتصادی کشور دانست. تجربه سال‌های اخیر بیانگر شدت تأثیر و آسیب‌پذیری فعالیت این نهاد از سیاست‌های کلان اقتصادی بوده است.

تغییرات سیاست‌های کلان اقتصادی که در قالب نوسان متغیرهای کلان شناسایی می‌شود، بررسی و تحلیل رابطهٔ بین متغیرهای کلان اقتصادی و نوسانات بازار بورس به‌نحوی که سرمایه‌گذاران و سهامداران بتوانند اثرات ناشی از سیاست‌های کلان اقتصادی را بر تغییرات شاخص قیمت و بازدهی سهام به‌عنوان عواملی در جهت موفقیت بازار سرمایه و حرکت به‌سمت اقتصاد حقیقی کشور پیش‌بینی کرده، امری لازم و اجتناب‌ناپذیر است.

در کشور ایران به‌دلیل شرایط اقتصادی پس از جنگ و تأثیرپذیری متغیرهای کلان اقتصادی از مناسبات بین‌المللی و مداخلات سیاسی، شاخص بازار بورس اوراق بهادار

ایران شاهد نوسانات زیادی بوده است. با مطرح شدن الگوی اقتصاد مقاومتی[۱] در سال‌های اخیر، لزوم درک تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تحولات بازار بورس با تأکید بر این الگو را می‌توان عنوان هدف اصلی این پژوهش در نظر گرفت.

مبانی نظری تحقیق

عصر پرچالش کنونی، علاوه بر شرایط و الزامات خاصِ حرکت به‌سمت توسعه‌یافتگی و جهانی شدن، تحریم‌های بین‌المللی و دشواری‌های ویژه‌ای را که بخش اعظم آن متوجه ساختار اقتصادی است، برای جمهوری اسلامی ایران به دنبال داشته که خود شرایط بی‌ثباتی اقتصاد کلان را در کشور تشدید کرده است. وابستگی شدید به درآمدهای نفتی، نوسانات نرخ ارز و تأثیر آن بر تولید ناخالص ملی و همچنین، تولید ناخالص داخلی، افزایش نرخ تورم، افزایش نرخ بیکاری، کاهش صادرات و افزایش بی‌رویه واردات، مصرف‌گرایی و مانند این‌ها، از یک طرف و از طرف دیگر نبود الگوی منظم اقتصادی در سال‌های اخیر، رواج بی‌نظمی و عدم سیاست‌گذاری‌های صحیح، ضرورت پیدایش الگویی متناسب با شرایط ویژه اقتصادی حال حاضر را هرچه بیشتر نمایان می‌کند.

به‌کارگیری الگوی مشخص در مدیریت کلان اقتصادی موجب هماهنگی فعالیت‌های واحدهای اقتصادی در سطح خرد و میانی گردیده و متغیرهای کلان اقتصادی در راستای مقاصد مربوط، تنظیم و همه ظرفیت‌ها برای اهداف نهایی پیشرفت و عدالت به کار گرفته می‌شود. نبود الگوی راهبردی برای مدیریت اقتصادی موجب شده سیاست‌های اقتصادی پولی، مالی، ارزی، بانکی، اشتغال و تولید، بدون ارتباط سامانه‌ای منسجم و تعریف‌شده و بعضاً به‌صورت اقتضایی و غیرمؤثر، کارآیی لازم را نداشته باشند.

شرایط سیاسی- اقتصادی ویژه‌ای که جمهوری اسلامی ایران در سایه تحریم‌های منطقه‌ای و بین‌المللی با آن مواجه شده، زمینه تدوین و پیاده‌سازی الگوی اقتصاد مقاومتی را فراهم کرد. بدین منظور سیاست‌های کلی «اقتصاد مقاومتی» به‌عنوان الگویی برای مقابله با تهدیدات بین‌المللی و افزایش ثبات اقتصادی به‌منظور بهبود یا انطباق با آثار شوک‌های برون‌زای مخالف و با هدف تأمین رشد پویا و بهبود شاخص‌های اقتصاد مقاومتی و دستیابی به سند چشم‌انداز بیست‌ساله با رویکردی جامع، انعطاف‌پذیر، فرصت‌ساز، مولد،

درون‌زا، پیشرو و برون‌گرا از سوی مقام معظم رهبری ابلاغ گردید. این الگو از طرفی به فعال‌سازی ظرفیت‌های داخلی، ثبات اقتصاد کلان، کارآیی بازارهای خود، توسعه اجتماعی و از طرف دیگر به ارائهٔ راهبردهایی برای مقابله، خنثی‌سازی مسئله تحریم‌های اقتصادی اشاره دارد. بدیهی است که ساختار الگوی اقتصاد مقاومتی، سیاست‌گذاری کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده و در نتیجه، بر بازار بورس اوراق بهادار مؤثر خواهد بود. به این دلیل، تحقیق حاضر بر آن است تا به این سؤال پاسخ دهد که با در نظر گرفتن الگوی اقتصاد مقاومتی به‌عنوان مدل اقتصادی کشور، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل قیمت بازار بورس چگونه پیش‌بینی می‌شود.

اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام

به‌طور کلی با مطالعات صورت گرفته پیرامون تأثیر نرخ ارز بر سهام می‌توان این موضوع را از دو منظر مورد بررسی قرار داد (حسن‌زاده و دیگران، ۱۳۹۰، ص۱۰):

الف. اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر عملکرد شرکت‌ها و در نتیجه تغییر در قیمت سهام آن‌ها؛

ب. نگهداری ارز به‌عنوان یک دارایی در سبد دارایی شرکت‌ها.

بسیاری از بنگاه‌های اقتصادی در کشورهای توسعه‌نیافته برای تأمین مواد اولیه، خرید ماشین‌آلات و انتقال فناوری تقاضاکنندگان ارز خارجی هستند. بدین‌سان تغییرات نرخ ارز موجب اثرگذاری بر فرآیند عملکرد اقتصادی آن‌ها خواهد گردید. افزایش نرخ ارز موجب افزایش حجم سرمایه در گردش بنگاه‌ها می‌گردد؛ زیرا بنگاه‌های تولیدی به منابع مالی بیشتری برای فراهم کردن نهاده‌های تولید نیاز دارند؛ بنابراین، اقدام به تأمین مالی از طریق واسطه‌های مالی می‌کنند. در این صورت علاوه بر افزایش قیمت مواد اولیه، مواد واسطه‌ای یا خدمات موردنیاز وارداتی بنگاه‌ها از خارج، هزینه تسهیلات اعطایی یا بهره بانکی نیز برای آن‌ها افزایش یافته و در نتیجه سودشان کاسته خواهد شد؛ بنابراین، تغییرات نرخ ارز باعث تغییر هزینه‌های بنگاه شده و بر جریانات نقدی، فعلی و آتی مورد انتظار و بازده سهام بنگاه‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد. این امر می‌تواند باعث کاهش قیمت سهام گردد. تغییرات نرخ ارز از جهت اعتباری نیز می‌تواند

بر ارزش‌سهام بنگاه تأثیر داشته باشد. افزایش نرخ ارز باعث ارزشمند شدن دارایی ارزی بنگاه می‌شود؛ بنابراین، دارایی بنگاه‌هایی که دارایی ارزی دارند، با افزایش نرخ ارز افزایش خواهد یافت. در مقابل بدهی بنگاه‌هایی که بدهی ارزی دارند، با افزایش نرخ ارز افزوده خواهد شد و ارزش بنگاه برای صاحبان سهام کاهش یافته و با کاهش سود و جریان درآمدی بنگاه، قیمت سهام بنگاه نیز کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر، تغییر در نرخ ارز می‌تواند موجب تغییر در موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی گردد. با افزایش نرخ ارز قیمت کالاهای خارجی برحسب پول ملی افزایش و تقاضا برای کالاهای خارجی کاهش خواهد یافت. در همین راستا، کالاهای داخلی در خارج به‌طور نسبی ارزان‌تر می‌شود. در نتیجه حجم واردات کاهش و افزایش صادرات را در پی خواهد داشت. بدین جهت در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی، سود آن‌ها افزایش و شاخص قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد. نگهداری بخشی از دارایی به‌صورت ارز برای سرمایه‌گذاران این امکان را فراهم می‌آورد که از نوسانات در بازار ارز برای تعدیل نوسانات سایر بخش‌ها سود ببرند. بازار ارز به‌صورت بالقوه می‌تواند مکمل بازار سایر دارایی‌ها باشد؛ بدین معنی که تبدیل آزاد دارایی‌ها به یکدیگر و نقل‌وانتقال بین بازارهای اقلام سرمایه‌ای می‌تواند عامل تخصیص بهینهٔ منابع یک سرمایه‌گذار بین دارایی‌هایش شود. تفکر نگهداری بخشی از ثروت به‌صورت ارز، امروزه جایگاه ویژه‌ای نزد صاحبان ثروت پیدا کرده و بازار ارز با تمام ریسک‌ها و مخاطرات همراه با خود یکی از سودآورترین بازارهاست؛ لذا نگهداری ارز به‌عنوان یک دارایی در کنار سایر دارایی‌ها، دارای اهمیت است. با در نظر گرفتن اثر جانشینی دو دارایی ارز و سهام در سبد دارایی، انتظار این است که با افزایش تقاضا برای ارز، تقاضا برای سهام و به‌تبع قیمت سهام افزایش یابد (Kim, 2003, pp.301-313).

تأثیر نرخ سود واقعی بانکی بر بازار سهام

سرمایه‌گذاران به دنبال سبد کارای سرمایه‌گذاری هستند؛ ازاین‌رو سبد دارایی‌های خود را از ترکیبات مختلفی مانند پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه و... پر می‌کنند. با توجه به تجربیات به‌دست‌آمده از نتایج بازدهی سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران و

ریسکی بودن آن، سرمایه‌گذاران بازده دریافتی ناشی از سرمایه‌گذاری در بازار سهام را در قبال مخاطره آن کافی نمی‌دانند. از سوی دیگر، وجود نرخ‌های سود سپرده بلندمدت بانکی بدون ریسک در ایران، باعث شده است که این متغیر کلان اقتصادی به‌عنوان یک رقیب برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام درآید. برای واقعی‌سازی نرخ سود سپرده بانکی، نرخ تورم از نرخ اسمی سود بانکی کسر شده است؛ ازاین‌رو، انتظار می‌رود که نرخ سود واقعی بانکی، با شاخص کل قیمت سهام، رابطهٔ منفی داشته باشد. افزایش نرخ سود بانکی که به‌عنوان یک دارایی بدون ریسک محسوب می‌شود، سبب افزایش تمایل سرمایه‌گذار برای سپرده‌گذاری و هدایت منابع مالی از بازار سرمایه به‌سمت بانک‌ها و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری در بورس و در نهایت، افت شاخص کل قیمت سهام خواهد شد و برعکس. در نظام مالی اسلامی که به‌دلیل حذف نرخ بهره ثابت و از پیش تعیین‌شده، فاقد ابزارهای بدهی است (به‌جز وام و سپرده قرض‌الحسنه) تأمین مالی از طریق سهام تنها راه تأمین سرمایه مالی است و به این دلیل، نظام مالی مبتنی بر سهام است. در حال حاضر، در کشور نرخ سود علی‌الحساب انواع سپرده‌های سرمایه‌گذاری و تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش‌های اقتصاد، به‌عنوان مبنایی برای ارزیابی طرح‌های سرمایه‌گذاری، توسط سیاست‌گذار تعیین می‌گردد. در واقع، سیاست‌گذار با توجه به میزان تقاضا برای وجوه که ناشی از انتظارات متقاضیان تسهیلات از بازدهی طرح سرمایه‌گذاری است و میزان عرضه وجوه توسط پس‌اندازکنندگان اقدام به تعیین نرخ‌های علی‌الحساب می‌کند.

تأثیر نقدینگی بر شاخص کل قیمت سهام

دیدگاه مکاتب مختلف در خصوص چگونگی اثرگذاری تغییر در حجم پول بر متغیرهای حقیقی اقتصادی و همچنین قیمت کالاها و دارایی‌ها متفاوت است؛ اما همه بر این موضوع اتفاق‌نظر دارند که تغییر در حجم پول در بلندمدت منجر به تغییر قیمت کالاها و دارایی‌ها از جمله قیمت سهام می‌شود.

کینزین‌ها و پولیون در این مسئله که مردم در موقع افزایش حجم پول چه نوع دارایی مالی را جانشین آن می‌سازند، اتفاق‌نظر ندارند. می‌توان دیدگاه کینزین‌ها را نسبت به سازوکار اثرگذاری به این ترتیب بیان کرد که آن‌ها معمولاً دارایی‌هایی را که دارای درآمد

ثابت هستند (مانند اوراق قرضه و خزانه)، جانشین خوبی برای پول می‌دانند؛ به‌عبارتی، در رویکرد کینزین‌ها بازدهی تمام دارایی‌ها از جمله سهام یکسان و بدون ریسک در نظر گرفته می‌شود. سازوکار اثرگذاری به این ترتیب است که هرگونه افزایش عرضه پول از طریق کاهش نرخ بهره باعث افزایش تقاضای دارایی‌های مالی ازجمله سهام و در نتیجه افزایش قیمت آن‌ها می‌شود (مرادی و نجفی‌زاده، ۱۳۹۲).

در مقابل پولیون استدلال می‌کنند که افزایش حجم پول به‌طور مستقیم و بدون واسطه بر جریان مخارج و قیمت دارایی‌ها اثر خواهد گذاشت. افزایش در حجم پول، تعادل بین مانده پول واقعی و مانده پول مطلوب را برهم زده و در تلاش برای از بین بردن اضافه عرضه، اضافه تقاضا در دامنه وسیعی از کالاها و خدمات و همچنین، دارایی‌های مالی به وجود خواهد آمد. از سوی دیگر، آن‌ها فرض می‌کنند دارایی‌هایی که جانشین موجودی پول می‌شوند، بسیار متنوع‌اند؛ این دارایی‌ها طیف وسیعی از دارایی‌های مالی با ریسک‌های مختلف (مانند اوراق قرضه خزانه، رهنی، سهام و...) و همچنین دارایی‌های حقیقی (بناها و کالاهای بادوام و...) را در بر می‌گیرد. مطابق نظر پولیون با افزایش تقاضا برای دارایی‌های مالی از جمله سهام قیمت آن‌ها به‌طور مستقیم افزایش پیدا می‌کند (موسایی و دیگران، ۱۳۸۹، صص۷۳-۹٤).

در ایران افزایش حجم پول و نقدینگی در نظر بسیاری از اقتصاددانان حداقل از جنبه روانی آثار منفی بر بازار سهام دارند (اسلامیون و زارع، صص۱۷-٤۷). بر اساس نظریه پولی تورم، افزایش مستمر نقدینگی با نرخی بیش از حاصل‌ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کشش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به شمار می‌آید. از سوی دیگر، برخی اعتقاد دارند که افزایش نقدینگی می‌تواند تقاضا برای انجام سرمایه‌گذاری‌ها و از جمله سهام را افزایش دهد؛ بنابراین، رابطهٔ بین نقدینگی و شاخص‌ها باید مثبت باشد. این فرضیه زمانی قابل طرح است که رشد نقدینگی، باعث گسترش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تولیدی شود.

اثر تولید ناخالص داخلی بر شاخص قیمت سهام

پژوهش‌های انجام‌شده حاکی از تأثیر مثبت رشد متغیر تولید ناخالص داخلی بر افزایش شاخص قیمت سهام است. بدین مفهوم که رشد اقتصادی از کانال افزایش تقاضا برای کالا و خدمات تولیدشده توسط شرکت‌های فعال در بورس، سبب افزایش حاشیه سود و در نتیجه افزایش قیمت سهام شده است (حسینی و صیامی عراقی، ۱۳۹۰).

ازآنجاکه تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخصی از رشد یا رکود اقتصادی در نظر گرفته می‌شود، لذا تغییرات این شاخص می‌تواند وضعیت بازار را نشان دهد که در نتیجه می‌توان آثار آن را در تغییر میزان فروش و بازدهی سهام بنگاه‌ها و در پی آن، شاخص قیمت سهام مشاهده کرد؛ بنابراین، افزایش تولید ناخالص داخلی حاکی از وجود رونق در اقتصاد بوده که منجر به افزایش سودآوری و بازدهی شرکت‌ها و در نهایت افزایش تقاضای سهام آن‌ها و افزایش شاخص قیمت سهام در بازار خواهد شد (پدارم، ۱۳۹۲، ص۷۱).

پیشینه تحقیق

بررسی رابطهٔ میان متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص‌های بازار سهام از دیرباز مورد توجه محققان بوده است. در این بخش از مقاله، پیشینهٔ برخی از تحقیقات انجام‌شده دربارهٔ بررسی رابطهٔ متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل قیمت بازار سهام ارائه شده است.

الف. پیشینه تحقیقات خارجی

پرامد کومار و پوجا[۲] (۲۰۱۲)، ارتباط بین شاخص قیمت سهام با پنج متغیر اقتصاد کلان را بررسی کرده‌اند. به‌منظور بررسی ارتباط علّی میان تغییرپذیری قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی، طی دوره آوریل ۱۹۹٤ تا ژوئن ۲۰۱۱، از آزمون علّیت گرنجر و به‌منظور شناسایی رابطهٔ میان متغیرها، از آزمون یوهانسن و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج، علاوه بر تأیید وجود رابطهٔ بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان نشان می‌دهد شاخص قیمت سهام با متغیرهای شاخص تولیدات صنعتی و عرضه پول، رابطهٔ مثبت و معنادار و با متغیر

شاخص بهای عمده‌فروشی رابطهٔ منفی و معنادار داشته و با دو شاخص نرخ ارز و نرخ اوراق (TBR) قرضه خزانه‌داری رابطهٔ معناداری نداشته است.

چینزارا رابطهٔ نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را با استفاده از مدل VAR- GARCH برای آفریقای جنوبی بررسی کرد. یافته‌های وی نشان‌دهنده وجود رابطهٔ دوطرفه میان این متغیرهاست. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معناداری بر روی نوسانات بازار سهام دارد (Chinzara, 2011, pp.27-49).

مشتاق و همکاران به بررسی رابطهٔ شاخص بازار سهام با متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از «LA-VAR» و توضیحی برداری تأخیری[۳] مدل توضیحی شرطی تعمیم‌یافته نمایی و سرمایه‌گذاری در پاکستان پرداخته‌اند (Mushtaq et al., 2011, pp.1-34). نتایج نشان می‌دهد شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) با شاخص بازار سهام رابطهٔ مثبت و نرخ ارز (ER) و نرخ اوراق قرضه خزانه‌داری (TBR) با شاخص بازار سهام رابطهٔ معکوس دارند.

وانگ با استفاده از مدل‌های LA-VAR و EGARCH و داده‌های ۱۹۹۲–۲۰۰۵م ارتباط بین نوسانات بازار سهام و متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم و نرخ بهره را بررسی کرده است (Wang, 2010, pp.149-160). نتایج نشان می‌دهد رابطهٔ علّی دوطرفه بین شاخص بازار سهام و تورم و رابطه‌ای یک‌طرفه از شاخص بازار سهام به طرف نرخ بهره، وجود دارد. همچنین، بین قیمت سهام و تولید ناخالص ملی رابطهٔ علّی وجود ندارد.

سوباری و صالیحو[۴] (۲۰۱۰) اثر نوسانات نرخ ارز بر بازار سهام کشور نیجریه را طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۱– ۲۰۰۷م و با استفاده از مدل‌های GARCH و مدل تصحیح خطا بررسی کردند. نتایج حاصل‌شده نشان می‌دهند که نوسانات نرخ ارز اثر منفی و معناداری بر قیمت سهام دارد، درحالی‌که نرخ بهره و نرخ تورم رابطهٔ بلندمدتی با بازار سهام ندارد.

آلاجیدده و همکاران[۵] (۲۰۱۰) به بررسی رابطهٔ بین نرخ ارز و قیمت سهام در استرالیا، کانادا، ژاپن، سوئیس و انگلیس طی دوره زمانی ۱۹۹۲–۲۰۰۵م و با استفاده از آزمون انباشتگی و آزمون علّیت گرنجر پرداختند. نتایج آن‌ها وجود رابطهٔ علّی از نرخ

ارز به قیمت سهام برای کانادا، سوئیس و انگلیس و وجود رابطهٔ علّی از قیمت سهام به نرخ ارز برای سوئیس را نشان می‌دهند.

ب. پیشینه تحقیقات داخلی

موسایی و دیگران در مقاله‌ای با استفاده از اطلاعات دورهٔ زمانی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۸۵ به بررسی رابطهٔ بین عرضهٔ پول، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز پرداختند (۱۳۸۹، صص۷۳-۹٤). آن‌ها در مدل خود نشان داده‌اند که یک رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل و شاخص کل قیمت سهام وجود دارد.

پیرایی و شهسوار به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران می‌پردازد (۱۳۸۸، صص۲۱-۳۸). بدین منظور از داده‌های فصلی متغیرهای مختلف اقتصادی مثل تولید ناخالص داخلی، حجم پول تورم و نرخ ارز از سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ استفاده کرده است و بر اساس تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و انجام آزمون‌های ریشه واحد و تشخیصی هم جمعی مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده را به کار برده است. نتایج حاکی از آن است که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها به‌صورت مستقیم بوده و با حجم پول و نرخ ارز رابطهٔ معکوس دارد.

کمالی رضایی (۱۳۸۷) به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام پرداخت. متغیرهای کلان تحقیق ایشان، تورم، رشد شاخص سهام، رشد نرخ اشتغال و تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده و اثر آن‌ها را در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از الگوی سادهٔ رگرسیون بررسی کرده است. اگرچه نتایج نشان می‌دهد که تورم و نرخ رشد اشتغال بر بازده سهام تأثیر ندارد، اما تولید ناخالص داخلی تأثیر محدود و رشد شاخص قیمت سهام تأثیر قابل ملاحظه بر بازده سهام مؤثر هستند.

عباسیان و دیگران اثر متغیرهای کلان اقتصادی را بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده است (۱۳۸۷، صص۱۳۵-۱۵۲). در این پژوهش اثر متغیرهای کلان مثل نرخ ارز، تراز تجاری، تورم، نقدینگی و نرخ بهره را بر شاخص کل بورس در سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۸٤ با داده‌های فصلی بررسی کرده است. روش مورد استفاده در این پژوهش روش هم‌جمعی و مدل‌های تصحیح خطا و توابع واکنش ضمنی و تجزیه

واریانس است. یافته‌ها نشان‌دهنده اثر مثبت نرخ ارز و تراز تجاری در بلندمدت بر بورس اوراق بهادار و اثر منفی تورم، نقدینگی و نرخ بهره است.

سعیدی و امیری رابطهٔ تورم و قیمت سهام صنایع موجود را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌کند (۱۳۸۹، صص۱۱۱-۱۳۰). در این پژوهش نیز به‌منظور بررسی رابطهٔ تورم و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی هفت‌ساله ۱۳۸۰-۱۳۸٦ می‌پردازد و از آزمون‌های کولموگروف- اسمیرنوف، آزمون F، مدل رگرسیون خطی و مدل همبستگی پیرسون استفاده شده است. نتایج مبین این است که تورم با قیمت سهام و شاخص قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطهٔ معنادار و معکوس و با شاخص کل قیمت بورس تهران، رابطهٔ معنادار و مستقیم دارد.

مجید صامتی و مهناز مرادیان تهرانی (۱۳۸٦) ارتباط میان ارزش شرکت با نرخ تورم را با استفاده از شاخص Q توبین در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ ۱۳۷۳-۱۳۸۳ بررسی می‌کند. هدف او در این تحقیق بررسی رابطهٔ میان ارزش شرکت بر مبنای شاخص Q توبین و نرخ تورم برای شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ ۱۳۷۳-۱۳۸۳ است. علی‌رغم نبود رابطهٔ معنادار بین Q توبین و نرخ تورم بر اساس آزمون همبستگی پیرسون، این ارتباط برای هشت شرکت رد نشده است. نتایج آزمون رگرسیون کل دوره نشان‌دهندهٔ عدم معناداری نرخ تورم بر ارزش کلیه شرکت‌ها بوده است. درحالی‌که بررسی ارتباط بین این نرخ با ارزش تک‌تک شرکت‌ها نشان‌دهندهٔ اثرگذاری نرخ تورم بر ارزش ده شرکت بوده است.

روش‌شناسی تحقیق

در این پژوهش پس از بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام با رویکرد اقتصاد مقاومتی در دورهٔ زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۳، الگوهای VAR، ECM و VECM، دراین‌ارتباط، برآورد و تأثیر متغیرهایی همچون تولید ناخالص داخلی (GDP) و نرخ ارز بازار آزاد[٦]، حجم نقدینگی[۷] و نرخ سود بانکی یا نرخ بهره[۸] به‌عنوان مؤلفه‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی و یک متغیر مجازی به‌عنوان معیار رویکرد اقتصاد مقاومتی همزمان با ابلاغ

سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی توسط مقام معظم رهبری در سال ۱۳۹۲، بر شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار[۹] در کشور مورد تحلیل قرار خواهد گرفت و در نهایت مدلی تهیه و ارائه خواهد شد تا روند بازار سهام پیش‌بینی گردد؛ بنابراین، روش پژوهش به لحاظ هدف، پژوهشی کاربردی و از نظر ماهیت و روش، پژوهشی توصیفی- تحلیلی و همبستگی است.

جامعه و نمونهٔ آماری

جامعهٔ آماری پژوهش عبارت است از تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سهام در اقتصاد ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۳. با توجه به ماهیت و نوع پژوهش از فن نمونه‌گیری استفاده نشده است.

روش گردآوری داده‌ها

در پژوهش حاضر داده‌ها به‌صورت کتابخانه‌ای از بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران، سازمان بورس اوراق بهادار و سایر اطلاعات رسمی منتشرشده در کشور گردآوری شده است.

منابع داده‌های پژوهش

در این پژوهش برای جمع‌آوری اطلاعات و آمار موردنیاز از روش داده ثانویه از منابع رسمی کشور شامل بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و وب‌گاه بازار بورس اوراق بهادار استفاده شده است.

ابزارهای تحلیلی و آماری پژوهش

در این پژوهش برای تجزیه‌وتحلیل آمار و داده‌ها از نرم‌افزارهای اکسل، اویوز[۱۰] و میکروفیت[۱۱] استفاده می‌گردد.

متغیرهای پژوهش

با توجه به هدف پژوهش متغیرهای ذیل به‌عنوان متغیر وابسته و مستقل مد نظر است:

متغیر وابسته

«TEHRANSTOCK»: شاخص قیمت سهام بازار اوراق بهادار

متغیرهای مستقل

- «GDP»: تولید ناخالص داخلی
- «EXCHANGRATE»: نرخ ارز بازار آزاد
- «LIQUIDITY»: حجم نقدینگی
- «SOODRATE»: نرخ سود (نرخ بهره)
- «DUM»: متغیر مجازی جهت تبیین رویکرد اقتصاد مقاومتی

شایان ذکر است عوامل دیگری نیز بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار اثرگذار می‌باشند که با توجه به تئوری و مبانی نظری و همچنین مطالعه تحقیقات انجام‌شده عوامل فوق در نظر گرفته شده‌اند.

روش تجزیه‌وتحلیل اطلاعات

الگوی خود رگرسیون برداری VAR

روش الگوسازی که برای بررسی متغیرهای اثرگذار بر تابع تقاضای بیمه شخص ثالث به کار گرفته می‌شود. در این بخش روش سری‌های زمانی است و از میان الگوهای مطرح‌شده در این روش، از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) که در واقع یک روش غیرمقید اقتصادسنجی است و در آن بردار متغیرها تابعی از وقفه‌های خود و سایر متغیرهای درون‌زاست، استفاده می‌شود. بر اساس نظریه سمیز (۱۹۸۰) الگوی خودرگرسیون برداری از این ویژگی مطلوب برخوردار است که تمامی متغیرها را می‌توان به‌صورت درون‌زا در نظر گرفت؛ لذا این الگو برای بررسی روابط میان مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی کاملاً مفید است. خاطرنشان می‌شود که الگوی VAR را می‌توان با شامل کردن متغیرهای برون‌زا، مقادیر ثابت و روند کامل‌تر نیز کرد.

برای برآورد الگوی خودرگرسیون برداری مراحل زیر به ترتیب اجرا می‌شوند:

تعیین تعداد وقفه بهینه

در مدل VAR جهت برآورد روابط بلندمدت تعیین تعداد وقفه بهینه بسیار مؤثر است. تعداد وقفه‌ها نباید زیاد انتخاب شوند؛ چراکه وقفه‌های زیاد متغیرها را به لحاظ آماری بی‌معنی می‌کنند. وقفه‌ای که دارای بیشترین مقادیر آکائیک، شوارتز و حنان کوئین باشد، وقفه بهینه است و یا دست‌کم کمترین وقفه که توسط یکی از معیارها تأیید شود، قابل

قبول است (نوفرستی، ۱۳۹۵، صص٤٤ و ۱۱۳). در صورتی که بعضی از متغیرهای مستقل مؤثر بر متغیر وابسته در روابط کوتاه‌مدت مدل وارد نشده باشند، افزایش طول وقفه متغیرهای موجود تأثیر چندانی در خوش‌رفتار کردن اجزاء اخلال مدل نخواهد داشت؛ درعین‌حال، افزایش طول وقفه متغیرها در روابط کوتاه‌مدت، تعداد پارامترهایی را که برآورد خواهند شد، بالا می‌برد و درجهٔ آزادی مدل را کاهش می‌دهد.

اگر تعداد وقفه بیش از اندازه کم باشد، پسماندهای رگرسیون دارای رفتاری شبیه یک فرایند نوفه سفید نخواهند بود؛ در این حالت، چون مدل توانایی توضیح فرآیند واقعی خطا را ندارد، انحراف معیار آن نیز به‌خوبی برآورد نخواهد شد. وارد کردن وقفه‌های بیش از اندازه در مدل نیز از قدرت آزمون وجود ریشه واحد خواهد کاست؛ زیرا افزایش تعداد وقفه‌ها به معنای تخمین پارامترهای اضافی در مدل، و لذا کاهش درجه آزادی آن است (صادقی و شوال‌پور، ۱۳۹۰).

برای تعیین درجهٔ بهینه (VAR) معمولاً از آماره‌های آکائیک (AIC)، شوارز بیزین (SBC و LL) استفاده می‌شود.

لازم به ذکر است که برآورد الگوی پژوهش با روش VAR ابتدا با دو وقفه به‌عنوان پیش‌فرض انجام شد که بر اساس معیارهای فوق و دقیق‌تر معیار شوارز بیزین (SBC) هم از نرم‌افزار اویوز و هم از نرم‌افزار میکروفیت بهترین وقفه، برابر با یک (۱) به شرح جداول ذیل، انتخاب گردید.

برآورد الگوی VAR و تحلیل نتایج

نتایج آزمون‌های مقدماتی انجام‌شده در قسمت‌های قبل نشان می‌دهد که می‌توان از روش خودرگرسیون برداری برای تخمین استفاده کرد؛ برای این منظور با استفاده از دو نرم‌افزار اویوز و میکروفیت تخمین انجام گرفت. نتایج حاصل از برآورد هر دو نرم‌افزار در جداول زیر آورده شده است:

جدول شماره ۱. تعیین طول وقفه بهینه

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: TEHRANSTOCK GDP EXCHANGRATE SOODRATE LIQUIDITY DUM

Exogenous variables: C

Date: 05/05/16 Time: 18:21

Sample: 1 44

Included observations: 20

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-987.5973	NA	5.71e+35	99.35973	99.65845	99.41804
1	-829.0918	206.0572*	3.29e+30*	87.10918*	89.20022*	87.51737*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

جدول شماره ۲. نتایج حاصل از برآورد (نرم‌افزار Microfit)

Vector Autoregression Estimates
Date: 05/05/16 Time: 18:22
Sample (adjusted): 22 44
Included observations: 20 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in [ ]

	TEHRANSTOCK	GDP	EXCHANGRATE	SOODRATE	LIQUIDITY	DUM
TEHRANSTOCK(-1)	-0.641323	-26.20271	-0.243158	0.000180	-40.79912	8.03E-06
	(0.26990)	(6.09822)	(0.09502)	(4.1E-05)	(9.52305)	(1.1E-05)
	[-2.37612]	[-4.29678]	[-2.55894]	[4.41393]	[-4.28425]	[0.72357]
GDP(-1)	0.005900	1.460682	0.064185	-2.91E-05	1.712918	-1.62E-07
	(0.08655)	(1.95553)	(0.03047)	(1.3E-05)	(3.05377)	(3.6E-06)
	[0.06817]	[0.74695]	[2.10641]	[-2.22710]	[0.56092]	[-0.04556]
EXCHANGRATE(-1)	0.547752	-1.011892	0.215294	0.000121	-7.444203	-2.87E-05
	(1.08313)	(24.4723)	(0.38133)	(0.00016)	(38.2163)	(4.5E-05)
	[0.50571]	[-0.04135]	[0.56459]	[0.74222]	[-0.19479]	[-0.64418]
SOODRATE(-1)	349.8906	1047.990	-599.9530	0.785353	4865.718	0.033127
	(1033.75)	(23356.6)	(363.944)	(0.15619)	(36474.0)	(0.04252)
	[0.33847]	[0.04487]	[-1.64848]	[5.02822]	[0.13340]	[0.77907]
LIQUIDITY(-1)	0.010344	0.137326	-0.001673	1.66E-06	1.359893	1.50E-07
	(0.00520)	(0.11760)	(0.00183)	(7.9E-07)	(0.18364)	(2.1E-07)
	[1.98738]	[1.16777]	[-0.91309]	[2.10657]	[7.40523]	[0.69837]
DUM(-1)	38423.51	215837.6	10688.97	-2.065968	299595.0	0.204364
	(8209.88)	(185495.)	(2890.39)	(1.24043)	(289671.)	(0.33770)
	[4.68016]	[1.16358]	[3.69811]	[-1.66552]	[1.03426]	[0.60516]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ادامه جدول شماره ۲

	TEHRANSTOCK	GDP	EXCHANGRATE	SOODRATE	LIQUIDITY	DUM
C	-4499.666	-87841.83	-7846.420	10.60020	-455652.6	-0.357280
	(17643.7)	(398644.)	(6211.68)	(2.66579)	(622527.)	(0.72575)
	[-0.25503]	[-0.22035]	[-1.26317]	[3.97638]	[-0.73194]	[-0.49229]
R-squared	0.967243	0.775287	0.966234	0.944290	0.995192	0.798993
Adj. R-squared	0.952124	0.671574	0.950650	0.918578	0.992973	0.706220
Sum sq. resids	3.03E+08	1.55E+11	37549213	6.915676	3.77E+11	0.512568
S.E. equation	4827.360	109069.8	1699.530	0.729366	170324.8	0.198566
F-statistic	63.97669	7.475270	62.00099	36.72535	448.4842	8.612383
Log likelihood	-193.7120	-256.0658	-172.8331	-17.75935	-264.9802	8.261763
Akaike AIC	20.07120	26.30658	17.98331	2.475935	27.19802	-0.126176
Schwarz SC	20.41971	26.65509	18.33181	2.824442	27.54653	0.222330
Mean dependent	14947.76	394208.6	7429.640	14.17500	1467872.	0.150000
S.D. dependent	22062.34	190320.5	7650.427	2.556081	2031874.	0.366348

Determinant resid covariance (dof adj.)	5.43E+29
Determinant resid covariance	4.09E+28
Log likelihood	-829.0918
Akaike information criterion	87.10918
Schwarz criterion	89.20022

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تفسیر نتایج VAR

برای تحلیل و تفسیر نتایج الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) باید به این نکته توجه داشت که در برآوردهای دستگاه معادلات، ضرایب و درصد توضیح‌دهندگی پارامترهای الگو اهمیت روش‌های تک‌معادله‌ای را ندارند؛ به‌عبارت‌دیگر همانند الگوی رگرسیون OLS، برای آزمون‌های آماری ضرایب برآوردشده و همچنین آزمون اهمیت کل رگرسیون (نیکویی برازش) از طریق آماره‌های t و F استفاده نمی‌گردد بلکه از دو معیار مرتبط با الگوی خودرگرسیون برداری VAR، همچون توابع واکنش آنی (واکنش به ضربه) IRF و تجزیه واریانس VDF برای تحلیل‌ها استفاده می‌شود.

با توجه به متغیرهای فوق تابع الگوی رگرسیونی VAR به شکل زیر ارائه می‌گردد:

TEHRANSTOCK = F (GDP, EXCHANGRATE, SOODRATE, LIQUIDITY, DUM)

قبل از توضیح در مورد ضرایب متغیرها و معناداری آن‌ها ابتدا به معناداری کل رگرسیون‌ها پرداخته می‌شود. همان‌طور که در جدول شماره ۲ مشاهده می‌شود میزان ضریب تعیین و ضریب تعیین اصلاح‌شده معادلات رگرسیون اعداد نزدیک به یک است (به ترتیب برابر ۰/۹۶۷ و ۰/۹۵۲) که نشان می‌دهد متغیرهای توضیحی الگو توان توضیح‌دهندگی بالایی دارند و همچنین آماره F = 63.97، نشان از معناداری کل رگرسیون دارد.

بررسی تابع واکنش آنی (IRF) در الگوی VAR

جهت بررسی پویایی رفتار متغیرها در الگوی VAR از دو معیار توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس (IRF، VDF) استفاده می‌شود. در معیار «IRF»[۱۲]، واکنش متغیرهای درون‌زا را می‌توان با استفاده از ایجاد تکانه در متغیرهای برون‌زا بررسی کرد. لوتکپل و رایمرس[۱۳] (۱۹۹۷) تجزیه‌وتحلیل واکنش به ضربه را ابزاری مناسب برای بررسی و دستیابی به اطلاعات پیرامون تأثیرات متقابل میان متغیرها در الگوهای خودرگرسیونی معرفی می‌کنند.[۱۴] توابع واکنش آنی در واقع، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه به‌اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. در مجموع، استفاده از توابع واکنش آنی در مدل‌های خودرگرسیون برداری VAR گویاترین نتایج را به‌منظور تحلیل روابط پویای متقابل میان متغیرهای سیستم در بلندمدت نشان می‌دهد.

در تحلیل‌های مبتنی بر این توابع، می‌توان واکنش متغیرهای درون‌زای سیستم را در صورت روبه‌رو شدن دیگر متغیرها با تکانه بررسی کرد. در جدول شماره ۲ واکنش شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای مستقل پژوهش بررسی می‌شود.

در واقع تابع واکنش آنی در مدل خودرگرسیون برداری مبین رفتار پویای متقابل میان متغیرهای مدل طی زمان پس از بروز شوکی به‌اندازه یک انحراف معیار است. با استفاده از این توابع می‌توان واکنش متغیرهای درون‌زای سیستم را در صورت مواجهه سایر متغیرها با شوک‌های واردشده بررسی کرد.

در کل در پژوهش حاضر، به‌منظور بررسی روابط پویایی متغیرها در کوتاه‌مدت، از ابزار توابع واکنش آنی استفاده می‌شود. در واقع، یکی از کاربردهای الگوی VAR که سیمز استفاده کرده است، ردیابی واکنش الگو (متغیرها) در پی بروز یک تکانه در هر یک از متغیرهاست. توابع واکنش، مسیر پویایی شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار را در پاسخ به یک تکانه در هر یک از متغیرهای سیستم به‌اندازه یک انحراف معیار مشخص می‌کنند که نتایج حاصل از آن به همراه نمودار مربوطه به شرح ذیل ارائه می‌گردد.

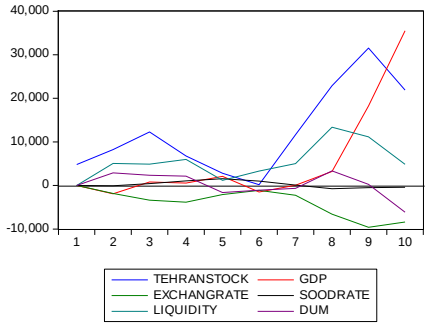
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۳. واکنش تابع شاخص سهام تهران نسبت به تکانه‌های وارده سایر متغیرها

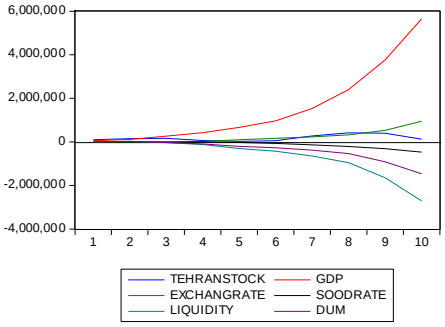
Accumulated Response of TEHRANSTOCK:

Period	TEHRANSTOCK	GDP	EXCHANGRATE	SOODRATE	LIQUIDITY	DUM
1	4827.360	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	8248.353	-1904.059	-1844.092	-93.26711	5062.736	2866.469
3	12287.32	786.5996	-3376.853	428.8128	4878.065	2322.995
4	6759.895	526.9207	-3838.474	1063.118	5962.100	2131.710
5	2802.919	2098.491	-2103.087	1551.070	1166.208	-1611.106
6	161.4395	-1481.019	-1116.469	1006.939	3300.760	-1098.940
7	11651.75	44.74206	-2243.482	86.91792	5017.142	-652.0487
8	22901.68	3224.007	-6574.899	-753.1200	13364.91	3332.802
9	31524.07	18267.73	-9584.799	-511.7537	11145.79	239.3101
10	21879.50	35528.78	-8379.830	-403.0887	4857.936	-6126.847

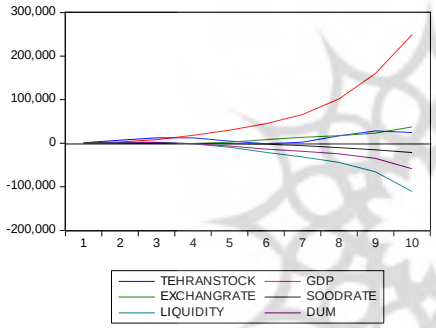
Accumulated Response of TEHRANSTOCK to Cholesky
One S.D. Innovations



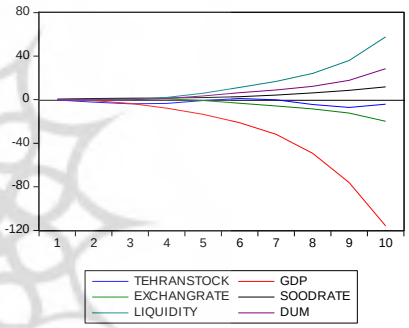
Accumulated Response of GDP to Cholesky
One S.D. Innovations



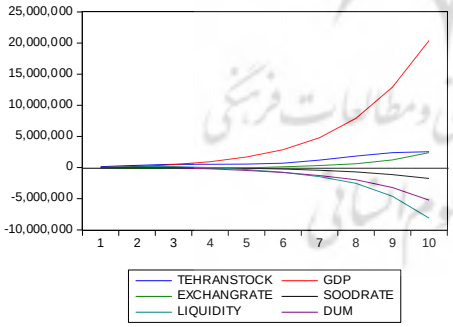
Accumulated Response of EXCHANGRATE to Cholesky
One S.D. Innovations



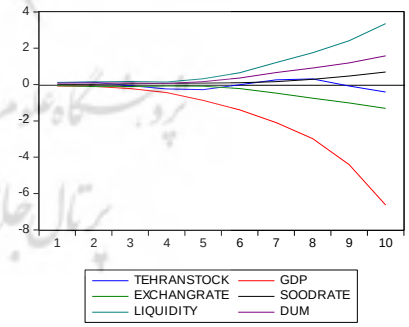
Accumulated Response of SOODRATE to Cholesky
One S.D. Innovations



Accumulated Response of LIQUIDITY to Cholesky
One S.D. Innovations



Accumulated Response of DUM to Cholesky
One S.D. Innovations



در نمودارهای مربوط در بحث واکنش به ضربه برای متغیرها فرض می‌شود که سیستم در تعادل قرار دارد و این تعادل در مبدأ مختصات قرار دارد، به‌گونه‌ای که تمامی متغیرها در حالت تعادل برابر صفر هستند. آنگاه اثر تکانه (ضربه) یک‌باره به یک متغیر، موقتی نامیده می‌شود که متغیر پس از گذشت چند دوره زمانی به مقدار تعادلی قبلی خود بازمی‌گردد، حال اگر این متغیر به صفر برنگردد و در مقدار تعادلی متفاوتی استقرار یابد اثر ضربه دائمی نامیده می‌شود.

در اینجا خاطرنشان می‌گردد که میزان ضربه، یک انحراف معیار در نظر گرفته شده است؛ به‌عبارت‌دیگر در بررسی واکنش آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر روی متغیرهای دیگر تجزیه‌وتحلیل می‌شود.

جدول شماره ۳ واکنش‌های شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای توضیح‌دهنده مدل را طی یک دورهٔ ۱۰ساله نشان می‌دهد. نتایج تابع واکنش آنی برای تابع شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار نشان می‌دهد که شوک وارده بر اثر تغییر در هریک از متغیرها در دورهٔ موردنظر، اثر خود را گذاشته و بعد از ۱۰ دوره اثر آن از بین می‌رود؛ به‌عبارت‌دیگر، اثر هر تکانه یا شوک به‌اندازه یک انحراف معیار بر تمام متغیرهای توضیحی بر تابع شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار مؤثر بوده و تا دورهٔ دهم تعدیل می‌گردد؛ به‌عبارت‌دیگر تعدیل از دورهٔ دوم به بعد صورت می‌گیرد که دقیقاً در هر دو شکل به‌وضوح مشاهده می‌گردد.

بررسی تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در الگوی VAR

در معیار تجزیه واریانس سهم یا درصد مشارکت تکانه‌های حاصل در متغیرهای مذکور در واریانس خطای پیش‌بینی[۱۵] متغیرها قابل بررسی است؛ به‌عبارت‌دیگر تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در مدل‌های خودرگرسیون برداری VAR ما را در بررسی این مسئله که تغییرات یک متغیر (سری زمانی) تا چه اندازه متأثر از اجزای اخلال خود آن متغیر بوده و تا چه اندازه از اجزای اخلال دیگر متغیرهای درون سیستم تأثیر پذیرفته است، یاری می‌کند. اساس تحلیل مبتنی بر تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی به‌منظور پویایی در یک مدل خودرگرسیون برداری بر مقایسه سهم هر یک از متغیرها در هر دوره از خطای

پیش‌بینی همان دوره استوار است؛ به‌عبارت‌دیگر، در هر دوره هر متغیری که دارای سهم بالاتری از انحراف معیار (SE) بوده است، سهم بیشتری را در ایجاد نوسان در متغیر وابسته خواهد داشت؛ به‌عبارت‌دیگر، با افزایش طول دوره پیش‌بینی واریانس خطای پیش‌بینی افزایش می‌یابد. در مجموع، می‌توان گفت که با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، می‌توان بررسی کرد که تغییرات یک دنباله تا چه اندازه متأثر از اجزای اخلال خود دنباله بوده و تا چه اندازه تغییرات یک دنباله متأثر از اجزای اخلال دیگر متغیرهای درون سیستم است.

در این بخش با توجه به الگوی برآوردشده، تجزیه واریانس تابع شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار انجام گرفته است. خطای پیش‌بینی متغیرها در طی دوره‌های مختلف چون بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، طی دوره زمانی افزایش می‌یابد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است. بر اساس نتایج جدول، در دورهٔ اول ۱۰۰ درصد تغییرات شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار ناشی از خود متغیر است، و در طی زمان سیر نزولی خواهد داشت. همچنین نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت (طی دورهٔ ۱۰ساله)، تغییرات شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار به میزان ۳۷/۹۶ درصد توسط خود متغیر، ٤٠/٢٨ درصد توسط متغیر تولید ناخالص داخلی، ۲/۸۹ درصد توسط متغیر نرخ ارز و ۰/۰۲ درصد توسط متغیر نرخ سود و ۱۲/۲۷ درصد توسط متغیر حجم نقدینگی و ٦/٣٧ درصد توسط متغیر مجازی که بیانگر رویکرد اقتصاد مقاومتی لحاظ‌شده در مدل ناشی می‌شود.

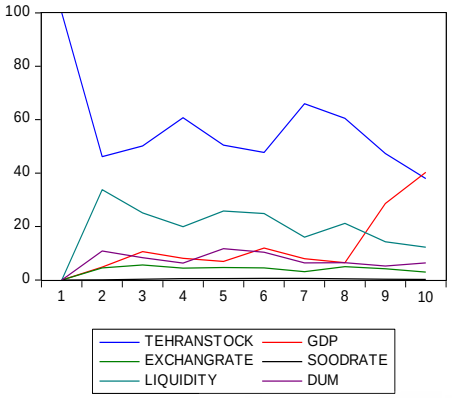
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ٤. تجزیه واریانس تابع شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار

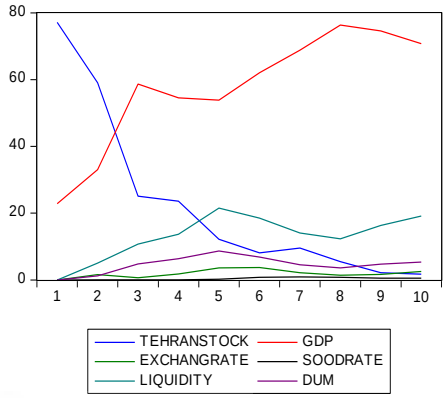
Variance Decomposition of TEHRANSTOCK:

Period	S.E.	TEHRANSTOCK	GDP	EXCHANGRATE	SOODRATE	LIQUIDITY	DUM
1	4827.360	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	8711.449	46.12848	4.777270	4.481095	0.011462	33.77456	10.82714
3	10118.97	50.12016	10.61109	5.615614	0.274691	25.06542	8.313025
4	11612.09	60.71780	8.107728	4.422350	0.506975	19.90537	6.339778
5	13900.61	50.47426	6.936061	4.644636	0.477007	25.79406	11.67397
6	14802.21	47.69728	11.96467	4.540328	0.555799	24.82704	10.41489
7	18939.98	65.93796	7.956889	3.127279	0.575437	15.98542	6.417013
8	24503.53	60.47333	6.437283	4.993055	0.461323	21.15652	6.478491
9	30408.78	47.30660	28.65429	4.221823	0.305847	14.26992	5.241522
10	37378.93	37.96628	40.28877	2.898035	0.203263	12.27398	6.369667

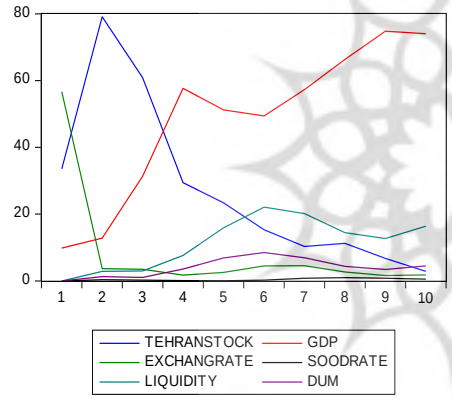
Variance Decomposition of TEHRANSTOCK



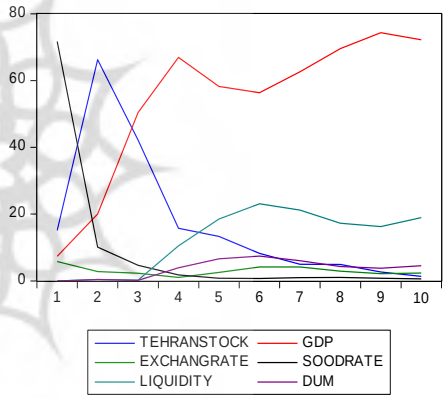
Variance Decomposition of GDP



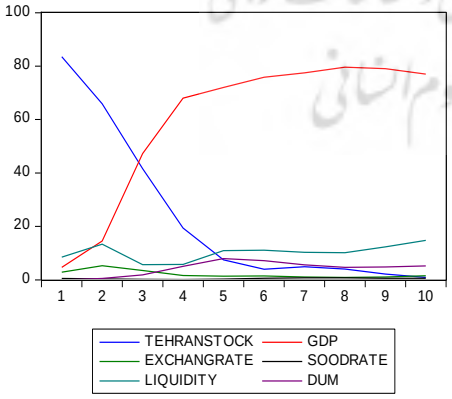
Variance Decomposition of EXCHANGRATE



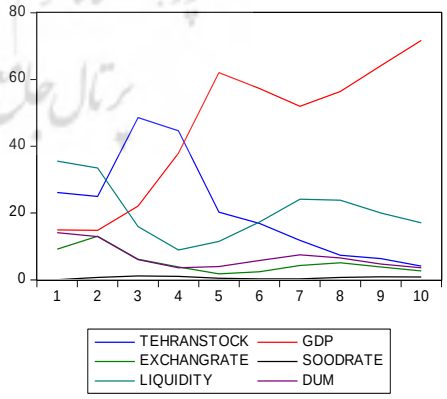
Variance Decomposition of SOODRATE



Variance Decomposition of LIQUIDITY



Variance Decomposition of DUM



با توجه به اینکه معیار تجزیه واریانس در الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) بیانگر چگونگی تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل، قابلیت توضیح‌دهندگی دارند، می‌توان با توجه به درصد توضیح‌دهندگی نسبت به برون‌زا و درون‌زا بودن متغیرها اظهارنظر کرد. ازآنجاکه تقریباً ۳۸ درصد نوسانات و تغییرات شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود، می‌توان با احتیاط بیان کرد که شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار متغیر برون‌زاست؛ همچنین ازآنجاکه در طی دوره ۱۰ساله ۴۰ درصد از تغییرات تقاضای شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار توسط متغیر تولید ناخالص داخلی توضیح داده می‌شود، می‌توان نتیجه گرفت که در طول زمان قدرت توضیح‌دهندگی این متغیر روند صعودی دارد و نشان‌دهنده درون‌زایی این متغیر است.

برآورد الگو با روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL)

نتایج حاصل از برآورد الگوی اول با روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده در جدول شماره ۵ آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب تعیین برآوردشده ۰/۹۹۹ است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی بسیار بالای الگوست. همچنین تمامی متغیرها از نظر آماری و در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنادار و دارای اعتبار آماری بالایی هستند.

از روی این نتایج باید آزمون وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت را انجام داد؛ اگر مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کمتر از یک باشد، الگوی پویا به‌سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت که جدول زیر همین موضوع را نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

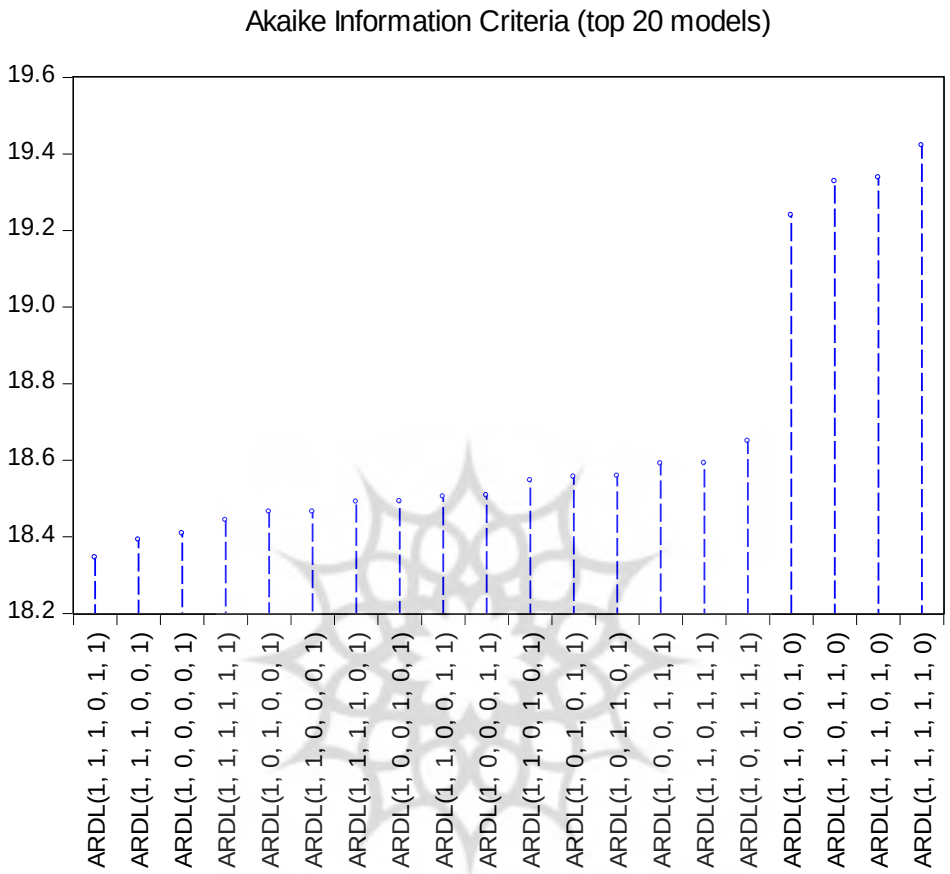
جدول شماره ۵. برآورد الگو با روش ARDL

Dependent Variable: TEHRANSTOCK
Method: ARDL
Date: 05/13/16 Time: 01:04
Sample (adjusted): 22 44
Included observations: 20 after adjustments
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (1 lag, automatic): GDP EXCHANGRATE LIQUIDITY SOODRATE DUM
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 32
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 1, 1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
TEHRANSTOCK(-1)	0.400006	0.238311	1.678503	0.1276
GDP	0.021122	0.009869	2.140265	0.0610
GDP(-1)	-0.089755	0.049537	-1.811876	0.1034
EXCHANGRATE	0.491908	0.469512	1.047701	0.3221
EXCHANGRATE(-1)	0.749579	0.459789	1.630266	0.1375
LIQUIDITY	0.006482	0.002774	2.336752	0.0443
SOODRATE	-801.4950	816.5178	-0.981601	0.3519
SOODRATE(-1)	1051.915	884.0477	1.189885	0.2645
DUM	5029.989	3423.837	1.469109	0.1759
DUM(-1)	23977.36	5678.213	4.222694	0.0022
C	14386.50	12310.84	1.168605	0.2726

R-squared	0.996090	Mean dependent var	14947.76
Adjusted R-squared	0.991746	S.D. dependent var	22062.34
S.E. of regression	2004.375	Akaike info criterion	18.34554
Sum squared resid	36157687	Schwarz criterion	18.89320
Log likelihood	-172.4554	Hannan-Quinn criter.	18.45245
F-statistic	229.2965	Durbin-Watson stat	2.122106
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.



فرضیهٔ صفر و فرضیهٔ مقابل آزمون ذکرشده در بالا به‌صورت زیر است:

$$H_0 = \sum_{t=1}^{p} \beta_t - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{t=1}^{p} \beta_t - 1 < 0$$

اعداد داخل پرانتز در بالای جدول خروجی برآورد الگو با روش ARDL یعنی ARDL(2,2,1,2,2,21) به ترتیب نشان‌دهندهٔ تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است.

برای تحقیق در مورد وجود یا نبود رابطهٔ همگرایی بین متغیرهای مورد بررسی، لازم است که متغیر وابسته حداقل دارای یک وقفه باشد. در جدول بالا این شرط تأمین شده است؛ بنابراین، می‌توان آزمون وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت را انجام داد که به‌صورت زیر است:

$$\frac{\sum_{t=1}^{p}\hat{\beta}_1 - 1}{\sum_{t=1}^{p}\delta\hat{\beta}_1} = \frac{\hat{\beta}_1 - 1}{\delta\hat{\beta}_1} == -4.366$$

نتیجه حاصل، یک آماره آزمون از نوع آماره t است که می‌توان کمیت آن را با کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر برای انجام آزمون موردنظر مقایسه کرد (این مقادیر بحرانی در اغلب کتاب‌های اقتصادسنجی یافت می‌شود). طبق رابطهٔ فوق آماره محاسباتی در این الگو برابر با 4.366- به دست آمده و چون از نظر قدر مطلق از مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر بیشتر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطهٔ بلندمدت به نفع فرضیه مقابل (وجود رابطهٔ بلندمدت) رد می‌شود.

برآورد نتایج حاصل از تخمین رابطهٔ بلندمدت

حال که از وجود رابطهٔ بلندمدت اطمینان خاطر حاصل شد، باید آن را در نرم‌افزار به دست آورد که با اجرای گزینهٔ مربوطه در نرم‌افزار اویوز خروجی آن به‌صورت زیر ظاهر می‌شود. در این معادله تمامی ضرایب به‌دست‌آمده تفسیر بلندمدت دارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ٦. برآورد بلندمدت الگو با روش ARDL

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.114389	0.118565	0.964786	0.3599
EXCHANGRATE	2.069166	1.289601	1.604501	0.1431
LIQUIDITY	0.010804	0.007146	1.511829	0.1649
SOODRATE	-417.370641	898.070617	-0.464741	0.6532
DUM	48346.0704	15048.568	3.212669	0.0106
C	23977.75472	26577.988	0.902168	0.3905

تصحیح خطای الگو با روش ARDL

متناسب با هر رابطهٔ بلندمدت، یک الگوی تصحیح خطا ECM وجود دارد که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد که نتایج آن در جدول زیر مشاهده می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا در این الگو برابر ۵۹۹/ - برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر سال تقریباً ٦۰ درصد از عدم تعادل در دوره بعد تعدیل می‌شود. به‌واسطه این‌که این ضریب بسیار بالاست، بیانگر این است که تعدیل به‌سمت تعادل، بسیار سریع انجام می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۷. تصحیح خطا

ARDL Cointegrating And Long Run Form
Dependent Variable: TEHRANSTOCK
Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0, 1, 1)
Date: 05/13/16 Time: 01:07
Sample: 1 44
Included observations: 20

Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GDP)	0.021122	0.009869	2.140265	0.0610
D(EXCHANGRATE)	0.491908	0.469512	1.047701	0.3221
D(LIQUIDITY)	0.006482	0.002774	2.336752	0.0443
D(SOODRATE)	-801.49504	816.517793	-0.981601	0.3519
D(DUM)	5029.989317	3423.836641	1.469109	0.1759
CointEq(-1)	-0.599994	0.238311	-2.517690	0.0329

Cointeq = TEHRANSTOCK - (-0.1144*GDP + 2.0692*EXCHANGRATE + 0.0108*LIQUIDITY + 417.3706*SOODRATE + 48346.0737*DUM + 23977.7535)

ملاحظه می‌شود ضریب تصحیح خطا نزدیک به ۰/۶۰ و از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به‌سمت تعادل حرکت می‌کنند. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره حدود ۶۰ درصد از عدم تعادل‌های شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار برطرف می‌شود، این نتیجه تأکید با سرعت بسیار بالا به‌سمت تعادل است.

جمع‌بندی

با توجه به اهداف و سؤالات پژوهش و همچنین مدل‌ها و الگوهای به کار گرفته‌شده برای روش انجام کار می‌توان قبل از مطالعه و احصاء نتایج به ذکر موارد زیر پرداخت:

الف. ازآنجاکه برای به دست آوردن چگونگی و میزان اثرگذاری هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل قیمت سهام، از الگوی رگرسیون استفاده می‌کنیم، با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌توان معادلهٔ رگرسیونی تابع تأثیر متغیرهای کلان

اقتصادی بر شاخص کل قیمت سهام را برآورد و تخمین زد و از طریق علامت و اندازهٔ برآوردکننده‌ها (ضرایب متغیرهای مستقل) نسبت به نوع اثرگذاری و اندازهٔ هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل قیمت سهام در حکم متغیر وابسته قضاوت و اندازه‌گیری کرد و در نهایت، از آزمون‌های فرضیه جهت نقض فروض کلاسیک در رگرسیون و هم‌چنین آماره‌های T و F نسبت به اعتبار آماری ضرایب رگرسیونی و اهمیت کل رگرسیون (نیکویی برازش) ادغام کرد.

ب. با توجه به این‌که در مدل رگرسیون صرفاً میزان اثرگذاری و نوع اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته تحصیل می‌شود و مباحثی همچون میزان همگرایی یا واگرایی متغیرهای مستقل در کوتاه‌مدت یا بلندمدت به‌سمت تعادل بر متغیر وابسته قابل مطالعه و بررسی نیست و هم‌چنین از طریق جملهٔ خطا نمی‌توان دریافت که در بلندمدت یا حتی کوتاه‌مدت چگونه متغیرهای الگو می‌توانند در طی زمان، خطاهای مدل را تصحیح و به‌سمت تعدیل مرتفع سازند، جهت برآورد و تخمین تابع الگوی رگرسیونی موردنظر از فنون و مدل‌های جدید سری زمانی استفاده شده است، این فنون در تحلیل سری زمانی مدل خود رگرسیون برداری (VAR) و هم‌چنین مدل تصحیح خطا (ECM) می‌باشند، البته برای فن خود رگرسیون برداری (VAR) از روش‌خود رگرسیون برداری با وقفه گسترده (ARDL) نیز استفاده شده است.

مزیت و ویژگی بارز این مدل‌ها در تعیین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مستقل و وابسته و هم‌چنین دو تحلیل مرتبط با مدل خود رگرسیون برداری (VAR) تحت عنوان توابع واکنش آنی (IF) و تجزیه واریانس (VD) در ارتباط با متغیرهای تابع خواهد بود که این‌ها در مدل رگرسیونی از فن حداقل مربعات معمولی (OLS) مورد بررسی قرار نمی‌گیرد، البته از دو تحلیل واکنش آنی و تجزیه واریانس در الگوی خود رگرسیون برداری، پیش‌بینی نیز قابل تحصیل و استخراج خواهد بود، به این صورت که متغیرهای مستقل طی دوره‌های آینده چگونه تغییرات متغیر وابسته را توجیه و مورد مطالعه قرار می‌دهند.

ج. با توجه به این‌که موضوع تحقیق برآورد تابع الگوی رگرسیونی مبتنی بر تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل قیمت سهام در نظر گرفته می‌شود. این متغیر

می‌تواند به‌صورت مقداری یا ارزشی در مدل‌ها و الگوهای رگرسیونی در نظر گرفته شود. همچنین جهت تعیین اثرات متغیرهای کلان اقتصادی از متغیرهای تولید ناخالص داخلی[۱۶]، نرخ ارز آزاد، نرخ رشد نقدینگی و نرخ سود بانکی استفاده شده و رویکرد اقتصاد مقاومتی از طریق یک متغیر مجازی[۱۷] با نماد DUM، منظور گردیده است. لازم به ذکر است که با توجه به اینکه کلیدواژه مذکور از سال ۱۳۸۹ در ادبیات اقتصادی کشور با فرمایشات مقام معظم رهبری مطرح شد و در بهمن‌ماه سال ۱۳۹۲ در قالب سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی مطرح گردید و اطلاعاتی به‌واسطه جدید بودن موضوع وجود نداشت از طریق متغیر مجازی از سال ۱۳۹۱ تا انتهای دوره زمانی تحقیق منظور گردید.

با عنایت به موارد مذکور در فوق و در نظر گرفتن جمیع موارد می‌توان نتایج حاصل از این پژوهش را به شرح موارد ذیل ارائه کرد:

۱. با توجه به مدل رگرسیونی از بین عوامل الگوی رگرسیونی و آزمون‌های معادلات متعدد رگرسیونی، چهار عامل تحت عنوان تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد نقدینگی، نرخ ارز آزاد و نرخ سود بانکی به‌عنوان عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت سهام شناخته و در نظر گرفته شد.

۲. با توجه به مبانی نظری و تئوریک، روابط بین متغیرهای اثرگذار و متغیر وابسته، کاملاً در چارچوب مبانی تئوریک و نظری به دست آمده‌اند، به این صورت که ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و شاخص کل قیمت سهام مثبت، ارتباط بین نرخ ارز آزاد و شاخص کل قیمت سهام مثبت، ارتباط بین نرخ رشد نقدینگی و شاخص کل قیمت سهام مثبت، ارتباط بین نرخ سود بانکی و شاخص کل قیمت سهام منفی و ارتباط بین الگوی اقتصاد مقاومتی، یعنی متغیر مجازی (DUM) و شاخص کل قیمت سهام مثبت ارزیابی شده است.

۳. با توجه به نتایج مربوط به روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مندرج در جدول شماره ٦ چنین نتایجی استخراج می‌گردد:

الف. ضریب تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌دست‌آمده از فنون رگرسیونی برابر با ۰/۱۱ است؛ یعنی اینکه به‌ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی حدود

۰/۱۱ درصد شاخص کل قیمت سهام افزایش پیدا می‌کند و این خود بیانگر ارتباط هم‌سو و مستقیم بین این دو متغیر است. آماره t =۰/۹٦٤۷ مربوط به این ضریب نیز بیانگر اعتبار آماری ضریب تولید ناخالص داخلی در سطح اطمینان ٦٤ درصد است.

ب. عامل مؤثر دیگر بر شاخص کل قیمت سهام، نرخ ارز آزاد به‌عنوان یکی از متغیرهای کلان اقتصادی است که اندازه ضریب به‌دست‌آمده از فنون رگرسیونی برای این متغیر که برابر با ۲/۰٦۹ است، بیانگر میزان اثرگذاری عامل نرخ ارز آزاد بر شاخص کل قیمت سهام خواهد بود؛ به‌طوری که با یک درصد افزایش در نرخ ارز آزاد حدود ۲ درصد شاخص کل قیمت سهام افزایش خواهد یافت و این نشان‌دهنده ارتباط هم‌سو و مستقیم بین این دو متغیر است. آماره t مربوط به این ضریب بیانگر اعتبار آماری در سطح اطمینان ۸٦ درصد است (t=۱/٦۰٤۵).

ج. عامل اثرگذار بعدی برای شاخص کل قیمت سهام، نرخ رشد نقدینگی در نظر گرفته شده که ضریب به‌دست‌آمده از فنون رگرسیونی برای این عامل برابر با ۰/۰۱۰ است؛ یعنی با افزایش یک درصدی در نرخ رشد نقدینگی حدود ۰/۰۱ درصد شاخص کل قیمت سهام افزایش می‌یابد. ضریب به‌دست‌آمده بیانگر ارتباط مستقیم و همسو بین دو متغیر است. آماره t مربوط به نرخ رشد نقدینگی بیانگر اعتبار آماری در سطح اطمینان ۸۵ درصد اطمینان است (t=۱/۵۱۱۸).

د. دیگر عامل مؤثر بر شاخص کل قیمت سهام نرخ سود بانکی است. ضریب به‌دست‌آمده از فنون رگرسیونی برای این عامل برابر با ٤۱۷/۳۷۰- به دست آمده است که منفی بودن آن با مبانی تئوریک و نظری مطابقت دارد؛ به‌طوری که بین نرخ سود بانکی و شاخص کل قیمت سهام رابطهٔ معکوس وجود دارد. اندازه این ضریب نشان‌دهنده آن است که ۱۰۰ درصد در متغیر نرخ سود بانکی، شاخص کل قیمت سهام به میزان ٤۱۷ درصد در جهت عکس تغییر می‌کند. آماره t مربوط به سود بانکی بیانگر اعتبار آماری در سطح اطمینان ۳۵ درصد خواهد بود (t =-۰/٤٦٤۷).

و. الگوی اقتصاد مقاومتی که با متغیر مجازی (DUM) نشان داده شده، دیگر عامل مؤثر بر شاخص کل قیمت سهام در نظر گرفته شده است. ضریب به‌دست‌آمده از فنون رگرسیونی برای این عامل برابر ٤۸۳٤٦/۰۷۰ است. این ضریب بیانگر ارتباط مستقیم و

همسو بین این دو متغیر است. آماره t برای متغیر مجازی (DUM) بیانگر اعتبار آماری آن در سطح اطمینان ۹۹ درصد خواهد بود (t =۳/۲۱۲٦).

٤. تمامی ضرایب به‌دست‌آمده علاوه بر این‌که از نظر تئوری با مبانی نظری مطابقت دارد از نظر آماری نیز دارای اعتبار آماری است. اعتبار آماری تحلیل رگرسیونی از دو آماره t و F مورد بررسی قرار می‌گیرد، برای بررسی اعتبار آماری تک‌تک ضرایب از آماره t استفاده می‌شود که همان‌طور که در فوق اشاره شد تمامی ضرایب متغیرهای مستقل و اثرگذار بر شاخص کل قیمت سهام دارای اعتبار آماری است.

علاوه بر آماره t که برای ارزیابی اعتبار آماری تک‌تک ضرایب استفاده می‌شود، در تحلیل رگرسیونی، کل رگرسیون نیز باید دارای اعتبار آماری باشد. این آزمون تحت عنوان آزمون اهمیت کل رگرسیون یا آزمون نیکویی برازش رگرسیونی در نظر گرفته می‌شود که از آماره F و توزیع کای اسکور (X^2) استفاده می‌شود.

آماره F نیز برابر با ۳۲۵/۳۳۸ با درجات آزادی ۱۰ و ۱۱ است و این نشان‌دهنده این است که کل رگرسیون نیز دارای اعتبار آماری است، چون F محاسبه‌شده از F جدول با همین درجات آزادی و سطح اطمینان ۵ درصد بزرگ‌تر است، نتیجه این‌که فرضیه صفر این آزمون یعنی:

$$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$$
H_1: حداقل یکجا مخالف صفر

رد می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر اهمیت کل رگرسیون از اعتبار آماری برخوردار است.

۵. با توجه به نتایج ناشی از الگوهای VAR، ECM و ARDL می‌توان از طریق ضریب تعدیل در روابط بلندمدت، یعنی ECM(−۱) که به‌عنوان یک ویژگی منحصربه‌فرد در چنین الگوهایی محسوب می‌شود، نسبت به چگونگی و سرعت تعدیل در بلندمدت اظهارنظر کرد. ضریب ECM(−۱) حدود ۰/۷٦۵ − به دست آمده است که نشان از سرعت تعدیل بسیار زیاد مدل است و این خود بیانگر نیکویی تصریح و تبیین مدل و انتخاب آن است و نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۷۷ از عدم تعادل‌های شاخص کل قیمت سهام بر طرف می‌شود.

نتیجه نهایی، متغیرهای کلان اقتصادی با تأکید بر الگوی اقتصاد مقاومتی بر شاخص کل قیمت سهام که در این پژوهش معرف تحولات بازار بورس در نظر گرفته شده، اثرگذار بوده و علامت متغیرهای الگو که در قالب متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند، همگی منطبق بر مبانی نظری و از نظر آماری نیز دارای اعتبار معنادار می‌باشند.

یادداشت‌ها

۱. اقتصاد مقاومتی رویکردی است که مقام معظم رهبری برای نخستین‌بار در سخنرانی خود هنگام آغاز سال ۱۳۸٦، به‌طور تلویحی مطرح ساختند و در سال ۱۳۹۱ در دیدار هیئت محترم دولت با ایشان در هفته دولت در بیانات خود این الگوی نوین اقتصادی را تبیین نمودند.

2. Pramod-Kumar and Puja
3. EGARCH
4. Subari and Salihu
5. Alagidede et al. (2010).
6. exchangrate
7. liquidity
8. soodrate
9. Tehranstock
10. Eviews 9
11. Microfit
12. Impulse Response Function
13. Lutkepohl & Reimers

۱٤. برای آشنایی بیشتر با توابع واکنش به ضربه، تجزیه واریانس و آزمون علیت به « Enders, 2004» مراجعه شود.

15. forecat error of variance decomposition
16. GDP
17. proxy

کتابنامه

اسلامیون، کریم و زارع، هاشم (بی‌تا)، «بررسی تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ش۲۹، ۱۷-٤۷.

بیاتی، مصطفی (۱۳۸٤)، «رابطهٔ تورم با شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت و بازده نقدی بورس»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

پدارم، مهدی؛ شیرین‌بخش ماسوله، شمس‌الله و روستایی، آمنه (۱۳۹۲)، «بررسی اثر نامتقارن تورم بر شاخص قیمت سهام»، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال هفتم، ش۲۲، ۷۱-۹۵.

پیرایی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸)، «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران»، *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹. ش ۱، ۲۱-۳۸.

تفضلی، فریدون (۱۳۸۱)، *نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، تهران: نشر نی.

توکلی، احمد (۱۳۷٦)، *تحلیل‌های سری‌های زمانی همگرایی و همگرایی یکسان*، تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

جعفری صمیمی، احمد (بی‌تا)، *نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در ایران*.

حافظ‌نیا، محمدرضا (۱۳۹۱)، *مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی*، انتشارات سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).

حسن‌زاده، علی؛ نظریان، رافیک و کیانوند، مهران (۱۳۹۰)، «اثر شوک‌های سیاست پولی بر نوسانات شاخص قیمتی سهام در ایران»، *فصلنامه پول و اقتصاد*، ش۹.

حسینی، سید مهدی و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۰)، «بررسی ارتباط بین شاخص‌های اقتصاد کلان و شاخص قیمت سهام»، همایش بررسی ابعاد و تحول روش‌های تأمین مالی در کشور.

حیدری هراتمه، مصطفی، «روش‌شناسی الگوهای اقتصادسنجی VAR و ECM»، *بصیرت*، س۱۱، ش۳۲.

خاکی، غلامرضا (۱۳۷۸)، *روش تحقیق با رویکردی به پایان‌نامه‌نویسی*، انتشارات مرکز تحقیقات علمی کشور، چ۱.

سعیدی، پرویز و امیری، عبدالله (۱۳۸۹)، «بررسی رابطهٔ متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ش٦.

سلیمی افشار، احمد (۱۳۸۲)، «بررسی رابطهٔ بین نرخ تورم و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.

سیف، الله‌مراد (۱۳۹۱)، «الگوی پیشنهادی اقتصاد مقاومتی جمهوری اسلامی ایران (مبتنی بر دیدگاه مقام معظم رهبری)»، *فصلنامه آفاق امنیت*، س۵، ش۱۶.

شاکری، عباس (۱۳۸٤)، «مروری بر روند شکل‌گیری نظریه‌های اقتصاد کلان»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، س۷، ش۲۳، تابستان.

عباسیان، عزت اله، مرادپور اولادی، مهدی و عباسیون، وحید (۱۳۸۷)؛ «اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، س۱۲، ش۳٦، ۱۳۵-۱۵۲.

عباسی‌نژاد، حسین و تشکینی، احمد (۱۳۸۳)، «آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

عزیزی، فیروزه (۱۳۸٦)، «آزمون تجربی رابطهٔ تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ش ۱۱ و ۱۲.

قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۱)، «بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارز شش شرکت در ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

کشاورزیان پیوستی، اکبر (بی‌تا)، «تخمین نرخ سود بهینه بانکی برای حداکثرسازی رشد اقتصادی در ایران»، *دوفصلنامه برنامه و بودجه*، ش۱۰۸.

کمالی رضایی، هاشم (۱۳۸۷)، «بررسی تأثیر نوسانات شاخص‌های کلان اقتصادی بر بازده سهام»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی، دانشکده اقتصاد و حسابداری.

محمدی، حسن (۱۳۷۳)، سلسله سخنرانی‌های ماهانه مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، سال سیاست‌های مالی و تراز تجاری، بررسی تجربی از اقتصاد ایران.

مرادی، سمیه و نجفی‌زاده، سید عباس (۱۳۹۲)، «اثر سیاست پولی بر بازده شاخص سهام (مطالعه موردی: ایران)»، *اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران*.

موسایی، میثم، مهرگان، نادر و امیری، حسین (۱۳۸۹)، «رابطهٔ بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ش٥٤.

نوفرستی، م. (۱۳۹۵)، *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی* ، انتشارات رسا.

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

Banerjee A.; Dolado, J. J. & Mester, R. (1992), "On Some Simple Test for Co Integration: The Cost of Simplicity", *Bank of Spain Working Paper*, No. 9302.

Boudoukh, J. & Richardson, M. (1993), "Stock Returns and Inflation: A Long Horizon Perspective", *American Economic Review*, 83, 1346-1355.

Branson, W.H. (1983), "Macroeconomic determinants of real exchange risk", In: erring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk*, Cambridge University, Cambridge.

Calderon, C. (2004), "Trade Openness and Real Exchange Rate Volatility: Panel Data Evidence"; *Central Bank of Chile working papers*, No.294.

Cheung, Y. & Ng. L. (1998), nternational Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity *Journal of Empirical Finance*.

Chinzara, Z. (2011). "Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa", *South African Journal of Economics*, 79(1), 27-49

Cimellaro, G. P.; ASCE, A. M.; Martinelli, D.; ASCE, A. M.; Renschler, C. & ASCE, A. M. (2014), "Different Approaches to Model Economic Dimension of Community Resilience", Tenth U.S. National Conference on Earthquake Engineering Frontiers of Earthquake Engineering.

Cox, E.D.; Broadbridge A. & Luke R. (2014), *Building Economic Resilience*, An analysis of local enterprise partnerships plans, Report For IPPR North.

Dickey, A.D. and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometric.*

Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980), "Exchange Rates and the Current Account", *The American Economic Review*, 70(5).

Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987), *Co-integration Error Correction: Representation, Estimation, and Testing Econometrica*.

Fama, E. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money". *American Economi Review*, 71.

Farrugia, N. (2004), "Economic Vulnerability: Developing a New Conceptual Framework and Empirically Assessing Its Relationship with Economic Growth". Unpublished, University of Malta.

Frenkel J. & Mussa, M. (1985); "Asset Markets, Exchange Rates and the Balance of Payments", *National Bureau of Economic Research Working Papers*, No. W1287.

Gavin, M. (1989), "The Stock Market and Exchange Rate Dynamics", *Journal of International Money and Finance*, 8(2).

Guillaumont, P. (2004), "On the Economic Vulnerability of Low Income Countries", in Briguglio, L. and Kisanga, E.J. (Eds.). *Economic Vulnerability and Resilience of Small States*. Malta: Islands and Small States Institute and London: Commonwealth Secretariat.

Gultekin, N. Bulent (1983), "Stock Market Returns and Inflation, Evidence from Other Counties", *The Journal of Finance*.

Gwartney, J. & Lawson, R. (2005), *Economic Freedom of the World 2005 Annual Report*. Vancouver: Fraser Institute.

Hallman, Jeffrey; Porter, Richard D. & Small, David H. (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?", *The AmericanEconomic Review*, 81, N4.

Johansen, S. & Jusalius, K. (1990), *The Full Information Likelihood Procedure for Inference on Co Integration-whit Applications to the Demand for Money*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics.

Kim, K. (2003), "Dollar Exchange, Money, and Stock Price: Evidence from Multivariate Co Integration and Error Correction Model". *Review of Financial Economics*, 12.

Maysami, R.C. & Koh, T.S. A. (2000), "*Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market*", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 9.

Mileti, D. (1999), *Disasters by Design: A Reassessment of Natural Hazards in the United States*, Washington, DC: Joseph Henry Press.

Mishkin, S.F. (1996), *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*, NBER Working Paper Series, 5464.

Mushtaq, R.; Alishah, S.Z.; Rehman, M.Z. and Murtaza, G. (2011), "The Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomic Volatility; Evidence from Pakistan", *Social Science Research Network SSRN*, 1-34 (Working Paper).

Nelson, C.R. & Plosser, C. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economic*.

Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. (2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships , *Journal of Applied Econometrics*, No.16.

Pesaran. M. H. & Shin, Y. (1995), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co Integration Analysis"; in Strom, S.; Holly, A. & Dimond, P. (eds), *Centennial Volume of Ranger Frisch, Econometric Sosiety Monograph*, Cambridge University Press.

Rose, A. (2004), *Defining and Measuring Economic Resilience to Disasters*, Disaster Prevention and Management.

Rose, A. (2004). *Defining and Measuring Economic Resilience to Earthquakes*.

Rose, A. & Liao, S. (2005), "Modeling Resilience to Disasters: Computable General Equilibrium Analysis of a Water Service Disruption", *Journal of Regional.*

Rose, D.S. & Fraser, V.R. (1988), *Financial Institution*, (3re.ed) by Harris. Washington DC: IMF.

Serletis, Apostolos (1993), "Money and Stock Price in the United States", *Applied Financial Economics*. No.3.

Summers, Lawrence H. (1981), "Optimal Inflation Policy", *Journal of Monetary Economics*, vol. (2).

UNCTAD (2003), *Handbook of Statistics*, Geneva: UNCTAD UNDP (2002, 2003, 2004), Human Development Report, New York: Oxford University Press.

Wang, X. (2010), "The Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomic Volatility: Evidence from China", *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887, Vol. 49, 149-160

Weber, Joseph & Laderman, Jeffrey M. (1999), "The Market? Too High? Too Low?", *Bisiness Week*, (April).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی