بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و ارزش بازار سهام در بـورس اوراق بهـادار تهران (۸۴-۱۳۷۳)

محمد واعظ برزانی [*]
رحیم دلالی اصفهانی [**]
سعید صمدی [***]
حمیدرضا فعالجو [****]

به عقیده اقتصاددانان، یکی از دلایل توسعه نیافتگی کشورهای در حال توسعه، پایین بودن سطح سرمایه‌گذاری است. در این راستا نقش بازار سرمایه به عنوان مهمترین مرکز جذب پس‌اندازها، انکارناپذیر است. بر این اساس بایستی عوامل تأثیرگذار در این بازار شناسایی شده، سپس با اتخاذ سیاستهای مناسب اقتصادی موجبات رشد و شکوفایی این بازار را فراهم نمود. این مقاله سعی دارد

[*]. دکتر محمد واعظ برزانی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان. E. mail: vaez@polt.ui.ac.ir
[**]. دکتر رحیم دلالی اصفهانی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان. E. mail: rateofinterest@yahoo.com
[***]. دکتر سعید صمدی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه اصفهان. E. mail: samadisa@yahoo.com
[****]. حمیدرضا فعالجو؛ عضو هیأت علمی دانشگاه ارومیه. E. mail: h.faaljou@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهای کلان اقتصادی (به خصوص متغیرهای کنترل دولت) مانند نرخ ارز، مخارج دولت، حجم پول و مالیات را با متغیر ارزش بازاری سهام، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری[1]، آزمون همجمعی یوهانسون[2] و تصحیح خطای برداری[3] مورد مطالعه قرار دهد.

نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که بر اساس رابطه بلند مدت استخراج شده از آزمون همجمعی یوهانسون، در بلند مدت ارزش بازاری سهام با متغیرهای مخارج دولت و حجم پول رابطه مستقیم و با متغیرهای مالیات و نرخ ارز رابطه معکوس دارد. بررسی روابط کوتاه مدت با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) نشان می‌دهد که نوسانات کوتاه مدت بین متغیرها با مقادیر تعادلی آنها در بلند مدت مرتبط است. بالا بودن ضرایب متغیرهای توضیحی در روابط تعادلی بلند مدت نسبت به کوتاه مدت انتظارات نظری را تأیید می‌کند.

کلید واژه‌ها:

ارزش بازاری سهام، بورس اوراق بهادار تهران، متغیرهای کلان اقتصادی، مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، آزمون یوهانسن- یوسیلیوس

Archive of SID

1. VAR
2. Johansen Co integration Test
3. (VECM); Vector Error Correction Model

www.SID.ir

مقدمه

سرمایه‌گذاری از عوامل مهم و کلیدی مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی کشورها محسوب می‌شود. تجهیز و هدایت وجوه موجود در کشورها، به سوی بخشهای تولیدی و صنعتی هر کشوری امری اجتناب‌ناپذیر است. این وظیفه را در کشورها، بازارهای مالی، بویژه بازار سرمایه به عهده دارد. تقریباً در اکثر کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، بازار سرمایه به صورت منسجم و کارآمد وجود ندارد و به دلیل فعالیت در سطحی ابتدایی و محدود، عملاً نمی‌توانند نقش قابل ملاحظه‌ای در تجهیز و هدایت وجوه موجود در اقتصاد کشور ایفا نمایند. بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یکی از بخشهای اصلی بازار سرمایه در کشور ایران محسوب می‌شود، وظیفه جذب و هدایت پس‌اندازها و نقدینگی سرگردان و پراکنده جامعه به مسیر بهینه را به عهده دارد. بنابراین، توجه به بورس اوراق بهادار و رشد شکوفایی آن، بایستی مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی قرار گیرد. در این راستا ضروری است متغیرهای کلان اقتصادی تأثیرگذار؛ بویژه متغیرهای کنترل دولت بر متغیرهای مهم بورس اوراق بهادار تهران شناسایی و نحوه تأثیرگذاری آنها مشخص شود تا مدیران اقتصادی کشور بتوانند با سیاستگذاریهای مناسب و صحیح موجبات رونق این بازار مهم اقتصادی را فراهم کرده و زمینه رشد و شکوفایی اقتصاد را بوجود آورند.

در این مقاله به منظور بررسی چگونگی تأثیرگذاری برخی از متغیرهای منتخب اقتصاد کلان بر متغیر ارزش بازاری سهام، از مدل خودرگرسیون برداری استفاده شده است و به منظور شناسایی متغیرهای مدل، از مطالعات و تحقیقات داخلی و خارجی استفاده شده است.

مطالعات اخیر در حوزه اقتصاد مالی نشان داده‌اند بین متغیرهای کلان اقتصاد و متغیرهای موجود در بازار سهام مانند قیمت و بازده سهام و ارزش بازاری سهام ارتباط وجود دارد. در این مطالعات سعی شده که متغیرهای کلان اقتصاد؛ به صورت متغیرهای توضیحی متغیرهای بازار سهام، در مدل‌های اقتصاد سنجی معرفی شوند. در این مقاله ابتدا پیشینه تحقیق آورده می‌شود. سپس به معرفی و تشکیل مدل خودرگرسیون برداری خواهیم پرداخت. پس از شناسایی متغیرها و تشکیل مدل، با استفاده از نرم‌افزار EViews به تخمین آن

Archive of SID

www.SID.ir

پرداخته شده و روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها به ترتیب با آزمون همجمعی یوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری برآورد می‌شود.

پیشینه تحقیق

«عزیزی»[1] (۱۳۸۳) به روش علیت‌گر نجر و مدل VAR رابطه بین تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را مورد مطالعه قرار داده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد تورم، توضیح‌دهندهٔ شاخص بازده نقدی و بازده کل (قیمت و نقدی) است؛ اما شاخص قیمت سهام را توضیح نمی‌دهد. از طرف دیگر بازده نقدی، بازده کل (قیمت و نقدی) سهام و شاخص قیمت سهام، توضیح دهنده تورم نیستند.

«محرابیان»[2] (۱۳۸۳) در تحقیق خود، آثار شوک‌های مختلف اقتصادی بر شاخص قیمت سهام در طول زمان و اثر میزان تغییر متغیرهای کلان بر شاخص قیمت سهام را مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز، شاخص قیمت خرده‌فروشی و تولید ناخالص داخلی رابطه مستقیم با شاخص قیمت سهام دارند.

«جلالی نائینی و قالیباف»[3] (۱۳۸۲) در تحقیق خود نشان دادند که ارزش سهام شرکتهای صادراتی و غیرصادراتی با تغییرات نرخ ارز رابطهٔ مستقیم دارد و بازده سهام با یک وقفه شش ماهه یا دو وقفه سه ماهه با نرخ ارز رابطه معنی‌داری دارد.

---

[1]. فیروزه عزیزی، «آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، ***فصلنامه علمی و پژوهشی پژوهشهای اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس***، شماره یازدهم و دوازدهم، (بهار و تابستان ۱۳۸۳)، صص ۳۰-۱۷.

[2]. آزاده محرابیان، «حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی»، ***فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی***، پژوهشکده امور اقتصادی، سال اول، شماره اول، (بهار ۱۳۸۳).

[3]. پرویز جلالی نائینی و حسن قالیباف‌اصل، «بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده بازار سهام در ایران»، ***فصلنامه علمی- پژوهشی تحقیقات مالی***، سال پنجم، شماره پانزدهم، (۱۳۸۲).

Archive of SID
www.SID.ir

«تقوی و محمدزاده»[1] (۱۳۸۱) در طی تحقیق نشان دادند که شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران با نرخ ارز و متوسط قیمت مسکن رابطهٔ مستقیم داشته، امّا با حجم پول، تورم و سرمایه‌گذاری بخش دولت رابطه معکوس دارد.

«جنانی»[2] (۱۳۷۹) در تحقیق خود نشان داد که شاخص کل قیمت سهام با شاخص قیمت مصرف‌کننده رابطه مستقیم و با نرخ ارز رابطه عکس دارد.

«فاما»[3](۱۹۸۱) نشان داد که بین متغیرهای بازار سهام مثل قیمت و بازدهی سهام و متغیرهای کلان اقتصادی مثل مخارج کل دولت، تولیدات صنعتی، تولید ناخالص ملی، عرضه پول، تورم با وقفه و نرخ بهره ارتباط مثبت قوی وجود دارد.

«جیسک ورول»[4](۱۹۸۳)، «هوانگ و کراکو»[5] (۱۹۸۴) هم نتایج مذکور را مورد تأیید قرار داده و نشان دادند که ارتباط مثبت بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام وجود دارد.

«شین»[6] (۱۹۸۶) در تحقیقی نشان داد که ارتباط تنگاتنگی بین قیمت سهام در بریتانیا و متغیرهای اقتصاد کلان مثل نرخ ارز، نرخ بهره در کوتاه مدت و بلند مدت وجود دارد.

«موخرجی و ناکا»[7] (۱۹۹۵) در تحقیقی با بکارگیری مدل تصحیح خطای برداری مشاهده کرده‌اند، ارتباط بلند مدت بین متغیرهای بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در کشور ژاپن وجود دارد.

---

[1]. مهدی تقوی و امیر محمدزاده، «واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی»، ***پژوهشنامه اقتصادی***، سال دوم، شماره چهارم، (۱۳۸۱)، ص ۱۷.

[2]. محمدحسن جنانی، ***بررسی رابطه همجمعی بین شاخص کل قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار و متغیرهای کلان اقتصادی***، (تهران، واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، ۱۳۷۹).

[3]. Fama, (1981).
[4]. Geske and Roll, (1983).
[5]. Huang and Kracaw, (1984).
[6]. Shin, (1986).
[7]. Mokhrejee & Naka, (1995).

Archive of SID
www.SID.ir

«چنگ»[1] (۱۹۹۵) در تحقیقی ارتباط بین بازده سهام و متغیرهای اقتصاد کلان را مورد مطالعه قرار داد. نتایج نشان می‌دهد که بازده سهام تحت تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان مانند نرخ ارز، عرضه پول می‌باشد.

«کوان شاین و باکون»[2] (۱۹۹۷) در تحقیقی ارتباط بین بازار سهام کره و عوامل اصلی اقتصادی را با بکارگیری تحلیل رگرسیون بررسی کردند. در این بررسی نشان داده شد که بازده سهام در کشور کره تحت تأثیر برخی از عوامل اقتصاد کلان مانند نرخ ارز، عرضه پول و قیمت نفت قرار می‌گیرد.

«ونگ بانگ پو و شارما»[3] (۲۰۰۱) با مطالعه خود بر روی کشورهای آسیای جنوب شرقی (ASEAN) نشان دادند که ارتباط کوتاه مدت و بلند مدت بین شاخصهای قیمت سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای منتخب کلان اقتصاد مانند تولید، ناخالص ملی، عرضه پول، نرخ بهره و نرخ ارز در طی سالهای (۱۹۸۶ – ۱۹۸۵) وجود دارد.

«کاسمن»[4] (۲۰۰۳) رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام را در کشور ترکیه مورد مطالعه قرار داد. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که رابطهٔ با ثبات بلند مدتی بین قیمتهای سهام و نرخ ارز در کشور ترکیه وجود دارد. اما آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که ارتباط علّی موجود از طرف متغیر نرخ ارز به متغیر شاخص بخش صنعت وجود دارد.

با توجه به مطالعات انجام شده فوق و همچنین بر اساس مطالعات انجام شده در این تحقیق، مدل به صورت زیر معرفی می‌شوند:

۱. ارزش بازاری سهام (AS)
۲. نرخ ارز (EX)
۳. حجم پول (MON)
۴. مخارج دولت (GE)
۵. مالیات (TAX)

[1]. Cheng, (1995).
[2]. Kowen & Bacon, (1997).
[3]. Wongbangpo and Sharma, (1997).
[4]. Kasman, (2003).

Archive of SID
www.SID.ir

۶. قیمت جهانی نفت (WOP)

۷. قیمت جهانی طلا (WGP)

آمار مربوط به متغیرهای درونزا؛ یعنی ارزش بازاری سهام (AS) از سازمان بورس اوراق بهادار تهران به صورت فصلی و آمار مربوط به متغیرهای نرخ ارز (EX)، حجم پول (Mon)، مخارج دولت (GE) و مالیات (TAX) به صورت فصلی از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمع‌آوری شده و محدوده زمانی مورد استفاده ۱۳۸۴-۱۳۷۴ است.[1]

معرفی و تشکیل مدل خودرگرسیون برداری(VAR)

روش‌شناسی خودرگرسیون برداری توسط «سیمز»[2] در سالهای ۱۹۷۲، ۱۹۸۰ و ۱۹۸۲ به عنوان جایگزینی برای الگوهای کلان سنجی معرفی شد. پیدایش این رویکرد رقیب همزمان با انتقاداتی بود که توسط پیروان انتظارات عقلایی به روش‌شناسی سنتی اقتصاد سنجی وارد شده بود. بر اساس عقاید لوکاس و با فرض وجود انتظارات عقلایی، می‌توان نشان داد که به هنگام تغییر خط مشی های سیاستی و تغییر رفتار سیاستگذاران، سایر پارامترهای رفتاری با ثبات نیستند و دستخوش تغییر می‌شوند. بنابراین الگوهای ساختاری را نمی‌توان برای پیش‌بینی و شبیه‌سازی تغییرات سیاستی، استفاده نمود.

در زمانی که اطلاعاتی کامل و دقیقی از عملکرد دنیای واقعی یا عوامل تعیین کننده الگو در دست نباشد، توسل به الگوهای خودرگرسیون برداری اجتناب‌ناپذیر است. بر اساس این رهیافت، از تئوری‌ها و اطلاعات قبلی محقق، صرفاً برای تعیین متغیرهایی که باید وارد الگو شوند، استفاده می‌شود. در این الگو تمایزی بین متغیرهای درونزا و برونزا وجود ندارد و تمامی متغیرها درونزا در نظر گرفته می‌شوند. با توجه به متغیرهای شناخته شده (AS, EX, GE, Mon, TAX, WOP, WGP) الگوی خودرگرسیون برداری به صورت زیر طراحی می‌شود:

---

[1]. دلیل انتخاب این محدوده زمانی آن است که آمارهای مربوط به بازار بورس اوراق بهادار قبل از سال ۱۳۷٤ وضعیت مناسبی ندارند.

[2]. Sims, (1972, 1980, 1982).

Archive of SID
www.SID.ir

$$AS_t = a_{1,0} + \sum_{i=1}^{k} a_{1,i}\, AS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} b_{1,i} EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{1,i} GE_{t-i} +$$
$$\sum_{i=1}^{k} d_{1,i} Mon_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} e_{1,i} TAX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} f_{1,i} WGP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} g_{1,i} WOP_{t-i}$$

$$EX_t = a_{2,0} + \sum_{i=1}^{k} a_{2,i}\, AS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} b_{2,i} EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{2,i} GE_{t-i} +$$
$$\sum_{i=1}^{k} d_{2,i} Mon_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} e_{2,i} TAX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} f_{2,i} WGP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} g_{2,i} WOP_{t-i}$$

$$GE_t = a_{3,0} + \sum_{i=1}^{k} a_{3,i}\, AS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} b_{3,i} EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{3,i} GE_{t-i} +$$
$$\sum_{i=1}^{k} d_{3,i} Mon_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} e_{3,i} TAX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} f_{3,i} WGP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} g_{3,i} WOP_{t-i}$$

$$Mon_t = a_{4,0} + \sum_{i=1}^{k} a_{4,i}\, AS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} b_{4,i} EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{4,i} GE_{t-i} +$$
$$\sum_{i=1}^{k} d_{4,i} Mon_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} e_{4,i} TAX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} f_{4,i} WGP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} g_{4,i} WOP_{t-i}$$

$$TAX_t = a_{5,0} + \sum_{i=1}^{k} a_{5,i}\, AS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} b_{5,i} EX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} c_{5,i} GE_{t-i} +$$
$$\sum_{i=1}^{k} d_{5,i} Mon_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} e_{5,i} TAX_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} f_{5,i} WGP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} g_{5,i} WOP_{t-i}$$

قبل از تخمین مدل خودرگرسیون برداری، لازم است ابتدا مانایی تمامی متغیرهای مدل، در سطح (I(0)) و یا با تفاضل مرتبه اول (I(1)) مشخص شود، سپس تعداد وقفه

Archive of SID
www.SID.ir

بهینه بر اساس معیارهای معتبری انجام شود و در مرحله بعد مدل خودرگرسیون برداری تخمین زده شود. در این مقاله سعی شده تا با استفاده از نتایج بدست آمده توسط مدل همجمعی یوهانسون، و مدل تصحیح خطای برداری رابطه بلند مدت پایدار و رابطه کوتاه مدت بین متغیرها در سیستم بررسی شود.

بررسی مانایی[1] متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[2]

در روش سنتی اقتصاد سنجی ، فرض بر این است که متغیرها مانا یا ایستا هستند؛ در حالیکه بر اساس ماهیت سری‌های زمانی، بیشتر این سری‌ها نامانا هستند.

به منظور بکارگیری مدل خودرگرسیون برداری، ابتدا باید نسبت به شناسایی متغیرها و بررسی مانایی یا نامانایی متغیرها اقدام شود. یکی از رایج‌ترین آزمونها برای مانایی یا نامانایی متغیرها، آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته است. جدول (۱) خلاصه آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته را برای تمامی متغیرهای مدل نشان می‌دهد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم یافته برای سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی

متغیر	آمار دیکی فولر تعمیم یافته	مقادیر بحرانی مک کینون		
		سطح ۱٪	سطح ۵٪	سطح ۱۰٪
EX	-۱/۱۷۸۳	-٤/۱٤٥۸	-۳/٤۹٦۷	-۳/۱۷۸٥
D(EX)	-٦/۹٤۲۲	-٤/۱٤۸٤	-۳/٥۰۰٤	-۳/۱۷۹٦
Mon حجم پول	۱/۳۷۷۷	-٤/۱۹۲۳	-۳/٥۲۰۷	-۳/۱۹۱۲
D (Mon)	-٥/٦۲٤٦	-٤/۱۹۲۳	-۳/٥۲۰۷	-۳/۱۹۱۲
GE مخارج دولت	٤/۲۸۳۸	-٤/۲۲٦۹	-۳/٥۳٦٦	-۳/۲۰۰۳
D(GE)	-٦/۷۷۷۰	-٤/۱۹۲۳۳۷	-۳/٥۲۰۷۸۷	-۳/۱۹۱۲
AS	-۱/۹٥٤٤	-٤/۱۹۲۳	-۳/٥۲۰۷	-۳/۱۹۱۲
D(AS)	-۳/٤٥٦۲	-٤/۲۰٥۰	-۳/٥۲٦٦	-۳/۱۹٤٦
TAX مالیات	٤/٤۹۷۲	-٤/۲۰٥۰	-۳/٥۲٦٦	-۳/۱۹٤٦
WOP	۰/۲۳٤٤	-٤/۱۲٤۲	-۳/٤۸۹۲	-۳/۱۷۳۱
D(WOP)	-٦/٥۷۱۳	-٤/۱۲۷۳	-۳/٤۹۰٦	-۳/۱۷۳۹
WGP	-٤/٤۱	-٤/۱۲	-۳/٤۸	-۳/۱۷

[1]. Stationary
[2]. Augmented Dickey Fuller Unit Root Test

Archive of SID
www.SID.ir

نتایج حاصل از جدول (۱) نشان می‌دهد که متغیرهای ارزش بازاری سهام، نرخ ارز، مخارج دولت، حجم پول، قیمت جهانی نفت، در سطح مانا نیستند. اما تکرار آزمون در مورد تفاضل داده‌ها نشان می‌دهد که تمامی این متغیرها پس از یکبار تفاضل‌گیری فرضیه نامانایی را در سطوح یک درصد، پنج درصد و ده درصد رد کرده و مانا می‌شوند. اما متغیر قیمت جهانی طلا و مالیاتها در سطح مانا هستند و وجود ریشه واحد در سطح بالایی از اطمینان برای این متغیر رد می‌شود. بنابراین متغیر قیمت جهانی طلا انباشته از درجه صفر؛ یعنی I(۰) بوده و بقیه متغیرها انباشته از درجه یک؛ یعنی (۱) I هستند.

تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرها در مدل VAR

پیش از تخمین مدل VAR لازم است وقفه بهینه متغیرهای مدل شناسایی شود. بدین منظور جهت تعیین وقفه بهینه ، از معیارهای مختلفی همچون معیار آکائیک (AIC) ، شوارتز (SC)، هنان کوئین (HQ)، نسبت درستنمایی و ... استفاده می‌شود. بر اساس محاسبات جدول زیر و بر پایه تمامی معیارهای فوق تعداد وقفه بهینه برابر با دو وقفه تعیین شده است[۱] (k = 2).

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۱۶۲۹/۹۹۳	NA	۱/e+۳۷	۹۹/۶۹۶۵۵	۱۰۰/۳۷۶۸	۹۹/۹۲۵۴۳
۱	۱۵۲۴/۷۲۰	۱۵۹/۵۰۵۳	۱/۱۱e+۳۵	۹۴/۸۳۱۴۹	۹۶/۶۴۵۴۴	۹۵/۴۴۱۸۳
۲	۱۴۶۲/۷۳۷	۷۵/۱۳۰۷۹*	۱/۴۰e+۳۴*	۹۲/۵۹۰۱۰*	۹۵/۵۳۷۷۷*	۹۳/۵۸۱۹۰*

[۱]. در صورتیکه آماره‌های مختلف، وقفه‌های مختلف را توصیه نماید، بر اساس اصل سادگی (Parsimony)، کمترین وقفه به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود.

Archive of SID
www.SID.ir

تخمین مدل خودرگرسیون برداری VAR

مدل‌های VAR طراحی شده در بخش قبل را پس از بررسی مانایی و تعیین تعداد وقفه بهینه، با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد می‌کنیم. نتایج حاصل از تخمین مدل VAR در جدول زیر آمده است:

جدول ۳. تخمین مدل VAR برای متغیر AS

	AS	EX	GE	MON	TAX
AS(-1)	0.891962 (0.17302) [5.15513]	-0.043107 (0.16753) [-0.25732]	0.579964 (0.75374) [0.76945]	-1.486746 (0.73103) [-2.03376]	-0.026884 (0.13935) [-0.19293]
AS(-2)	-1.477256 (0.34535) [-4.27762]	-0.232009 (0.33437) [-0.69387]	-0.157493 (1.50441) [-0.10469]	0.986697 (1.45910) [0.67624]	-0.287291 (0.27813) [-1.03296]
EX(-1)	-0.260615 (0.29082) [-0.89614]	0.633771 (0.28158) [2.25079]	-0.738708 (1.26689) [-0.58309]	-0.953085 (1.22873) [-0.77567]	-0.361309 (0.23421) [-1.54265]
EX(-2)	0.090593 (0.24397) [0.37133]	-0.103065 (0.23621) [-0.43632]	1.824752 (1.06279) [1.71695]	0.895120 (1.03078) [0.86839]	0.302492 (0.19648) [1.53955]
GE(-1)	0.044132 (0.04155) [1.06205]	0.004360 (0.04023) [0.10837]	0.398495 (0.18102) [2.20139]	0.035302 (0.17557) [0.20107]	-0.013309 (0.03347) [-0.39768]
GE(-2)	0.360665 (0.04368) [8.25723]	-0.016053 (0.04229) [-0.37959]	-0.069176 (0.19028) [-0.36356]	0.267829 (0.18454) [1.45130]	0.163411 (0.03518) [4.64542]
MON(-1)	-0.043448 (0.05300) [-0.81976]	0.005321 (0.05132) [0.10369]	0.045052 (0.23089) [0.19513]	0.328773 (0.22393) [1.46819]	0.004400 (0.04268) [0.10309]
MON(-2)	0.015167 (0.04727) [0.32086]	0.005857 (0.04577) [0.12797]	0.150343 (0.20592) [0.73010]	0.454384 (0.19972) [2.27513]	0.074797 (0.03807) [1.96475]
TAX(-1)	-0.733409 (0.32664) [-2.24534]	0.152581 (0.31626) [0.48246]	-2.102471 (1.42291) [-1.47756]	1.295191 (1.38005) [0.93851]	-0.388165 (0.26306) [-1.47559]
TAX(-2)	0.760524 (0.34423) [2.20932]	0.364196 (0.33329) [1.09272]	2.612302 (1.49957) [1.74204]	1.826145 (1.45440) [1.25560]	0.183486 (0.27723) [0.66185]
C	-11520.32 (4017.67) [-2.86742]	-8166.995 (3889.98) [-2.09950]	-13496.18 (17502.0) [-0.77112]	-4878.298 (16974.8) [-0.28739]	712.4008 (3235.64) [0.22017]
WGP	8.757907 (3.80496) [2.30171]	7.207925 (3.68404) [1.95653]	10.03422 (16.5754) [0.60537]	4.852386 (16.0761) [0.30184]	-1.627006 (3.06434) [-0.53095]
D(WOP)	57.41746 (40.2039) [1.42816]	5.607865 (38.9261) [0.14406]	22.01043 (175.138) [0.12567]	209.3504 (169.863) [1.23247]	65.80794 (32.3784) [2.03247]

www.SID.ir

جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که هر ستون از جدول فوق برآورد معادله هر یک از متغیرهای درونزای سیستم را نشان می‌دهد که در بخش قبل نوشته شده است.

بر اساس تخمین فوق مشاهده می‌شود که با توجه به وقفه‌ای بودن متغیرهای توضیحی ، در صورتی که متغیرهای WGP و WOP در دورهٔ جاری در دسترس باشند می‌توان AS را پیش‌بینی کرد.

تخمین رابطه بلند مدت بین متغیرها (روش همجمعی یوهانسون-یوسیلیوس)

به منظور بررسی و تعیین رابطه یا روابط تعادلی بلند مدت بین چند متغیر اقتصادی به شکل سری زمانی، از روش یوهانسون استفاده می‌شود. در این روش، تعیین و برآورد بردارهای همجمعی (ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلند مدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودرگرسیون برداری و همجمعی، این امکان فراهم می‌شود تا به سادگی، بردارهای همجمعی از روی ضرایب الگوی خودرگرسیون برداری بدست آید.[۱]

بطور معمول، بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصادی، نامانا هستند[۲]. بنابراین هنگامی که متغیرها در الگویی مورد استفاده قرار می‌گیرند، ابتدا لازم است مرتبه جمعی بودن متغیرها را مشخص کرد. لازم به ذکر است که لزومی ندارد به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، متغیرهای الگوی همجمعی دارای مرتبه یکسانی باشند؛ بلکه ممکن است متغیرهای الگو مجموعه‌ای از متغیرهای I(0) و I(1) و I(2) باشند و لذا ترکیب خطی آن I(0) شده و منجر به رابطه همجمعی شود.

---

۱. محمد نوفرستی، ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***، (تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸).

۲. ***همان***.

Archive of SID
www.SID.ir

به منظور بررسی تعداد رابطه همجمعی از آزمون اثر[1] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[2] استفاده می‌شود که نتایج حاصل از آن به صورت زیر است:

جدول ۴. آزمون اثر یوهانسون- یوسلیوس با برآورد تعداد بردارهای همجمعی

آزمون صفر	آزمون مقابل	آماره آزمون اثر	سطح بحرانی ۵ درصد
r=0	r =1	۱٤٤/۳۷	۷۹/۳٤
0< r ≤1	r =2	۸٥/٥٤	٥٥/۲٤
1< r ≤2	r =3	٤٤/۱۷	۳٥/۰۱
2< r ≤3	r =4	۱۷/۳۲	۱۸/۳۹
3< r ≤4	r =5	۰/۱۲	۳/۸٤

نتایج حاصل از آزمون اثر نشان می‌دهد که سه رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو وجود دارد. براساس جدول (۴) ابتدا فرضیه نبود رابطه همجمعی در مقابل وجود رابطه همجمعی بررسی شده است. با توجه به اینکه آماره اثر برابر با ۱۴۴/۳۷ است و بیشتر از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد (۷۹/۳۴) می‌باشد لذا فرضیه H0 مبنی بر نبود رابطه همجمعی رد می‌شود. به همین ترتیب در مرحله بعد، وجود حداکثر یک رابطه همجمعی ، حداکثر دو رابطه همجمعی و ... مورد آزمون واقع شده است که در نهایت آزمون اثر، وجود سه رابطه همجمعی را تأیید می‌کند.

آزمون حداکثر مقدار ویژه، یکی دیگر از آزمونهایی است که قادر است تعداد رابطه‌های همجمعی بین متغیرها را بیان کند. نتایج حاصل از این آزمون بطور خلاصه در جدول (۴) آمده است.

[1]. Trace Test
[2]. Maximum Eigen value Test

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۵. آزمون حداکثر مقدار ویژه یوهانسون- یوسلیوس

برای برآورد تعداد بردارهای همجمعی

آزمون صفر	آزمون مقابل	آماره ازمون حداکثر مقدار ویژه	سطح بحران ۵ درصد
r = 0	r =1	۵۸/۸۳	۳۷/۱۶
0< r ≤1	r =2	٤۱/۳٦	۳۰/۸
1< r ≤2	r =3	۲٦/۸۵	۲٤/۲۵
2< r ≤3	r =4	۱۷/۱۹	۱۷/۱٤
3< r ≤4	r =5	۰/۱۲۹	۳/۸٤

در این آزمون نیز ابتدا فرضیه نبود رابطه همجمعی در مقابل وجود رابطه همجمعی بررسی شده است که نتایج حاصل بیانگر وجود رابطه همجمعی می‌باشد. مشابه آزمون اثر، وجود حداکثر یک رابطه همجمعی، حداکثر دو رابطه همجمعی و .... مورد آزمون واقع شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که حداکثر چهار رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو وجود دارد.

حال از بین چهار رابطه یا بردار همجمعی که توسط آزمونهای فوق تأیید شده، آن رابطه همجمعی انتخاب می‌شود که با نظریه اقتصادی سازگارتر است. با توجه به اینکه در بردار اول تمامی ضرایب به صورت غیر صفر بوده، به عنوان بردار همجمعی انتخاب شده که بیانگر اثر تعادلی بلند مدت بین تمامی متغیرها است.[1]

بردار همجمعی انتخاب شده، بیانگر رابطه با ثباتی بین متغیرهای مدل در بلند مدت به صورت زیر می‌باشد.

[1]. جهت اطلاعات بیشتر دربارهٔ نحوه انتخاب بردار همجمعی رجوع شود به:
محمد نوفرستی، ***ریشه واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی***. (تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ۱۳۷۸).

Archive of SID
www.SID.ir

AS + 0/17 EX - 0/23 GE - 0/085 Mon + 1/11 TAX

بردار همجمعی فوق بر اساس ضرایب AS نرمال شده است. اگر این رابطه را بر اساس AS مرتب کنیم داریم:

AS = -0/17 EX + 0/23 GE + 0/085 Mon - 1/11 TAX

بر اساس رابطه بلند مدت فوق مشاهده می‌شود که مخارج دولت و حجم پول در بلندمدت با ارزش بازاری سهام رابطه مثبت دارند. در حالیکه مالیات و نرخ ارز در بلند مدت با ارزش بازاری سهام رابطه منفی دارد. این نتایج با منطق اقتصادی نیز سازگار است.

همچنین ضرایب بردار همجمعی بیانگر آن است که اکر یک واحد نرخ ارز با فرض ثبات سایر عوامل افزایش یابد در بلند مدت موجب ۰/۱۷ واحد کاهش در ارزش بازاری سهام می‌شود و بر عکس. و یک واحد افزایش در مخارج دولت با فرض ثبات سایر عوامل در بلند مدت موجب افزایش ۰/۲۳ ارزش بازاری سهام می‌شود و بر عکس. یک واحد افزایش در حجم پول با فرض ثبات سایر عوامل در بلند مدت موجب ۰/۰۸۵ واحد افزایش در ارزش بازاری سهام می‌شود و بر عکس. و بالاخره یک واحد افزایش در مالیات با فرض ثبات سایر عوامل در بلند مدت موجب ۱/۱۱ واحد کاهش در ارزش بازاری سهام می‌شود و برعکس.

به نظر می‌رسد که در بین متغیرهایی که در بلند مدت اثر منفی بر متغیر ارزش بازاری سهام دارند، متغیر مالیات نسبت به متغیر نرخ ارز بیشترین تأثیر منفی را در بلند مدت دارد. بر این اساس دولت بایستی در چگونگی اعمال سیاستهای مالیاتی مؤثر در بازار سهام در بلند مدت تأمل و تعمق بیشتری نماید. همچنین مشاهده می‌شود که تغییرات مخارج دولت نسبت به تغییرات حجم پول در بلند مدت بیشترین تأثیر مثبت را برروی متغیر ارزش بازاری سهام دارد. بر این اساس دولت بایستی به منظور ایجاد تغییرات مثبت بیشتر در متغیر ارزش بازاری سهام از سیاست تغییرات مخارج دولت استفاده نماید.

Archive of SID
www.SID.ir

تخمین رابطه کوتاه مدت (مدل VECM)

در این بخش، با استناد به روابط با ثبات بلند مدت استخراج شده در قبل و تعدیلهایی که در واکنش به شوک‌های اقتصادی -که سبب انتشار این روابط می‌شوند- به ارزیابی این آثار پویا از طریق مدل تصحیح خطای برداری خواهیم پرداخت. شکل کلی مدل VECM به صورت زیر است (با k متغیر درونزا و P وقفه زمانی):

$$\Delta y_t = B_1 \Delta y_{t-1} + B_2 \Delta y_{t-2} + ... + B_{P-1} \Delta y_{t-p-1} + \Pi y_{t-P} + U_t$$

بر این اساس فرم عمومی مدل VECM بر اساس متغیرهای مدل به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} D(AS) &= \alpha_0 + \alpha_1 ECT + \alpha_2 D(AS_{t-1}) + \alpha_3 D(AS_{t-2}) \\ &+ \alpha_4 D(EX_{t-1}) + \alpha_5 D(EX_{t-2}) + \alpha_6 D(GE_{t-1}) + \alpha_7 D(GE_{t-2}) \\ &+ \alpha_8 D(Mon_{t-1}) + \alpha_9 D(Mon_{t-2}) + \alpha_{10} D(TAX_{t-1}) + \alpha_{11} D(TAX_{t-2}) \end{aligned}$$

ECT : جمله تصحیح خطا

مدل تصحیح خطای برداری (VECM) جهت مرتبط کردن نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلند مدت ، به صورت زیر تخمین زده شده است:

1) $D(AS) = -2240/36 + 1/52\ D(AS_{t-1}) + 0/128\ D(AS_{t-2})$
$(-0/425)\quad (4/44)\quad (0/26)$
$- 0/055\ D(EX_{t-1}) - 0/037\ D(EX_{t-2}) - 0/32\ D(Ge_{t-1})$
$(-0/196)\quad (-0/146)\quad (-3/17)$
$-0/039\ D(GE_{t-2}) - 0/098\ D(Mon_{t-1}) - 0/03\ D(Mon_{t-2})$
$(-0/42)\quad (-1/51)\quad (-0/44)$
$+ 0/6\ D(TAX_{t-1}) + 0/82\ D(TAX_{t-2}) - 1/53\ ECT$
$(1/198)\quad (2/117)\quad (-3/91)$

$\overline{R}^2 = ۰/۸۳ \qquad R^2 = ۰/۹۱ \qquad F = ۱۱/۶۷$

Archive of SID
www.SID.ir

مدل کوتاه مدت به علت دارا بودن ضریب تعیین خوب $R^2 = 0/91$، برازش خوبی از مدل تخمین زده شده را نشان می‌دهد. آمار، $F=11/67$ در سطح معنی‌داری ۵ درصد، دلالت بر تصریح خوب مدل دارد و ضرایب متغیرها، معنی‌دار است. ضریب متغیر ECM (-1) برابر با ۱/۵۳- برآورده شده است و مفهوم آن، این است که در هر دوره ۱/۵۳ درصد از عدم تعادل در دوره قبل از بین می‌رود و تعدیل در جهت بلند مدت صورت می‌پذیرد. این ضریب، معنی‌دار بودن روابط کوتاه مدت و بلند مدت را نشان می‌دهد.[۱]

نتیجه‌گیری

نهاد اصلی بازار سرمایه در ایران بورس اوراق بهادار است. از این رو شناخت عوامل تأثیرگذار بر متغیرهای مهم در این بازار امری ضروری به نظر می‌رسد. در این تحقیق هدف؛ بررسی نحوه تأثیرگذاری متغیرهای برگزیده اقتصاد کلان در کنترل دولت؛ مانند نرخ ارز، مخارج دولت، مالیاتها و حجم پول بر ارزش بازاری سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. با توجه به آمارهای موجود در بورس اوراق بهادار تهران بانک مرکزی و سایر نهادهای رسمی داخلی، ابتدا بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مشاهده شد که سری‌های زمانی برای تمامی متغیرها به جز متغیر قیمت جهانی طلا در سطح نامانا، دارای ریشه واحد و همگرا از درجه یک هستند؛ یعنی پس از یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. سپس با بکارگیری مدل خودرگرسیون برداری، ارتباط بین متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از مدل خودرگرسیون برداری بیانگر روابط متقابل بین متغیرهای کلان اقتصادی و ارزش بازاری سهام هستند. پس از بکارگیری مدل خودرگرسیون برداری به منظور بررسی روابط بلند مدت و کوتاه مدت متغیرها از مدل همجمعی و تصحیح خطای برداری استفاده شده است. بر اساس تخمین رابطه بلند مدت به وسیلهٔ مدل همجمعی بوهانسون، مشاهده می‌شود که ارزش بازاری سهام با نرخ ارز و مالیات رابطه معکوس و با مخارج دولت و حجم پول رابطه مستقیم دارد.

---

[۱]. دامنه ECT بین صفر و یک است. اینکه ECT در این تحقیق دارای مقداری بزرگتر از یک می‌باشد، به دلایلی چون دقت آمارهای اقتصادی و ساختار اقتصادی کشور ما برمی‌گردد.

Archive of SID
www.SID.ir

مالیاتها در بلند مدت بیشترین اثر منفی را نسبت به نرخ ارز برروی ارزش بازاری سهام دارد و مخارج دولت نسبت به حجم پول بیشترین تأثیر مثبت را بر ارزش بازاری سهام دارد.

بر اساس تخمین رابطه کوتاه مدت بر پایه مدل تصحیح خطای برداری مشاهده می‌شود که در هر دوره ۱/۵۳ درصد از عدم تعادل در دوره قبل از بین می‌رود و تعدیل در جهت بلند مدت صورت می‌پذیرد.

تغییرات بلند مدت متغیر AS، مجموع تغییرات کوتاه مدت آنها می‌باشد که با تئوری‌های اقتصادی نیز سازگار است و از آنجایی که انعطاف‌پذیری و امکان اعمال سیاستهای مختلف اقتصادی در دوره بلند مدت، بیشتر از دوره زمانی کوتاه مدت است. انتظارات تئوریک نیز، مبنی بر بالا بودن ضرایب متغیرهای توضیح دهنده در روابط تعادلی بلند مدت (مدل همجمعی یوهانسون)، نسبت به روابط کوتاه مدت (مدل تصحیح خطای برداری) تأیید می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن. ***اقتصادسنجی کاربردی، رویکردهای نوین***. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.

۲. بانک مرکزی ایران، نماگرهای اقتصادی سالهای ۸۴-۱۳۷۳.

۳. تقوی، مهدی و محمدزاده، امیر. «واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی». ***پژوهشنامه اقتصادی***، سال دوم، شماره چهارم، (۱۳۸۱).

۴. جلالی نائینی، پرویز و قالیباف‌اصل، حسن. «بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده بازار سهام در ایران». ***فصلنامه علمی- پژوهشی تحقیقات مالی***، سال پنجم، شماره پانزدهم، (۱۳۸۲).

۵. جنانی، محمدحسن. ***بررسی رابطه همجمعی بین شاخص کل قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار و متغیرهای کلان اقتصادی***. تهران: واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی، ۱۳۷۹.

۶. جهانخانی، علی و پارسائیان، محمد. ***مدیریت سرمایه‌گذاری و ارزیابی بورس اوراق بهادار***. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، (۱۳۷۴).

۷. سازمان بورس اوراق بهادار ایران، ***ماهنامه بورس***، شماره‌های مختلف.

۸. سیم‌بر، فرشید؛ رهنما رودپشتی، فریدون و طوطیان. «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکتهای سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». ***فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی***، پژوهشکده امور اقتصادی، سال پنجم، شماره دوم، (تابستان، ۱۳۸۴).

۹. عزیزی، فیروزه. «آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران». ***فصلنامه علمی و پژوهشی پژوهشهای اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس***، شماره یازدهم و دوازدهم، (بهار و تابستان ۱۳۸۳).

۱۰. محرابیان، آزاده. «حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی». ***فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی***، پژوهشکده امور اقتصادی، سال اول، شماره اول، (بهار ۱۳۸۳).

۱۱. میدری، احمد و خیرخواهان، جعفر. ***حکمرانی خوب بنیان توسعه***. تهران: مرکز پژوهشهای مجلس شورای اسلامی، ۱۳۸۳.

۱۲. نمازی، محمد. ***عملکرد اقتصادی بورس اوراق بهادار در ایران***. تهران: وزارت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۸۲.

۱۳. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***. تهران: انتشارات رسا، ۱۳۷۸.

۱۴. یحیی‌زاده‌فر، محمود و جعفری صمیمی، احمد. «بررسی رابطه بین تورم و بازده سهام، تحلیل نظری و مروری بر ادبیات». ***فصلنامه علمی پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا(س)***، (۱۳۸۰).

15. Brown S. J. & Otsukit, T. ***Marco Economic Factors and the Japanese Capital Markets***. New York: Harper and Row., 1990.

16. Bul Mash, S. B. & Trivoli, G. W. "Time Lagged Interactions Between Stock Prices and Selected Economic Variable"., ***Journal of Portfolio Management***, 17(4), 61-67, (1991).

17. Chen, N. F-Roo, L. R. & Ross, S. A. "Economic Forces and Stock Market"., ***Journal of Business***, 59(3), (1986): 383-403.

Archive of SID

www.SID.ir

18. Cheng, A.C.S. "The UK Stock Market and Economic Factors, a New Approach"., ***Journal of Business Finance and Accounting***, No. 22(1), (1995): 129-142.

19. Fama, E. F. "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money"., ***American Economic Review***, No. 71, (1981): 545-565.

20. Gesk, R. & Roll, R. "The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation"., ***Journal of Finance***, No. 38, (1983): 1-33.

21. Huang, R. D. & Kracaw, W.A. "Stock Market Return and Real Activity, a Note"., ***Journal of Finance***, No. 39, (1984).

22. Kwon, C.S., Shin, T.S. & Bacon, F.W. "The Effect of Marcoeconomic Variables on Stock Market Returns in Developing Market"., ***Multinational Business Review***, No. 5, (1997): 63-70.

23. Morelli, David. "The Relationship between Conditional Stock Market Volatility and Conditinal Macroeconomic Volatility, Empirical Evidence Based on UK Data"., ***International Review of Financial Analysis***, North-Holland, (2002).

24. Mukherjee, T.K. & Naka. "Dynamic Relations Between Marcoeconomic Variable and Japanese Stock Market: an application of a Vector Error Correction Model"., ***Journal of Financial Research***, 18(2), (1995): 223-237.

25. Praphan Wongbangpo, Subhashc. Sharma. "Stock Market and Marcoeconomic Fundamental Dynamic Interactions: A SEAN-5 Countries"., ***Journal of Asian Economic***, No. 13, (2002).

26. Stiglitz, J. ***The Role of state in Financial Market***. Washington D.C: World Bank., 1989.

Archive of SID

www.SID.ir