فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال دوم/ شماره چهارم / بهار ۱۳۹۰

تاثیرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای پولی و ارزی بر قیمت سهام در ایران

عباس علوی‌راد[۱] ـ حمید حق‌نویس[۲]

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۲ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۰/۱

چکیده

تغییرات شاخص قیمت سهام یکی از شاخص‌های مهم در سیستم اقتصادی یک کشور می‌باشد. کانون توجه مطالعه کنونی آزمون روابط بلند مدت و کوتاه مدت میان شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای پولی و ارزی در ایران می‌باشد. با توجه به کارآمدی روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در حجم نمونه‌های کوچک و حساسیت کمتر به درجه پایائی متغیرها، روش برآورد در مطالعه کنونی منطبق بر این رهیافت با استفاده از سری‌های زمانی ماهانه طی دوره ۱۳۸۸- ۱۳۸۳ بوده است. نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت، حجم نقدینگی تاثیر مثبتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران داشته، اما نرخ ارز و ذخایر قانونی بانک ها دارای تاثیرات منفی است. از سوی دیگر متغیرهای پولی و ارزی در کوتاه‌مدت نیز دارای تاثیرات معناداری بر شاخص قیمت سهام بوده‌اند. هرچند نتایج مکانیزم تصحیح خطا نشان می‌دهد سرعت تعدیل مدل آهسته و مدل تصحیح خطا تنها قادر است ۶۹ درصد از نوسانات قیمت سهام را توضیح دهد.

طبقه‌بندی JEL: G15,E51,C22

واژه‌های کلیدی: قیمت سهام، متغیرهای پولی، روش خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL)، مدل تصحیح خطا (ECM)

[۱] عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات یزد، (مسئول مکاتبات) alavi_rad@ysrbiau.ac.ir
[۲] دانشجوی کارشناسی ارشد برنامه ریزی سیستم های اقتصادی h_haghneviss @yahoo.com

۱- مقدمه

بورس اوراق بهادار به عنوان رکن اصلی بازار سرمایه، هدف جذب و هدایت نقدینگی سرگردان و پراکنده جامعه به مسیرهای بهینه را دارد. از سوی دیگر رونق بازار بورس در برخی از کشورها نه تنها اقتصاد آن کشور بلکه اقتصاد جهان را تحت تأثیر قرار داده است. باور عموم بر این است که بین تحولات بورس و رکود و رونق اقتصادی رابطه معنی داری وجود دارد و سیاست های کلان هر کشور و تحولات و تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی، بازار بورس را متأثر می‌سازد. لذا سرمایه‌گذاران در جریان سرمایه‌گذاری همواره به ریسک سیستماتیک[1] که ناشی از نوسانات متغیرهای اقتصادی است توجه نشان می‌دهند. متغیرهای پولی و ارزی به عنوان یکی از عوامل موثر در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، مالی و سرمایه‌گذاری مورد توجه سرمایه‌گذاران است و آنها مایلند با آگاهی کافی از تأثیرات تغیرات متغیرهای پولی و ارزی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار در کوتاه‌مدت و بلندمدت تصمیم گیری دقیق و روشنی انجام دهند و ریسک عوامل محیطی اقتصادی را حداقل نمایند. از سوی دیگر مقامات اقتصادی کشورها و بازار سرمایه نیز علاقه دارند بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار با ثبات هرچه بیشتر مسیر پویایی و کمک به فرآیند رشد اقتصادی را دنبال نماید. هدف مطالعه کنونی بررسی تأثیرات بلند مدت و کوتاه مدت متغیر های پولی و ارزی بر شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران بوده است. علت انتخاب موضوع به دلیل نوسانات متغیر های پولی و ارزی در کشور بوده و اینکه آیا نوسانات متغیرهای پولی و ارزی بر روی شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران اثر می‌گذارد یا خیر؟ در واقع هدف مقاله کنونی نیز پاسخ به این پرسش در قالب یک مطالعه تجربی بوده است.

به طور کلی مقاله حاضر به صورت زیر سازماندهی شده است. در قسمت دوم، پیشینه تحقیق به طور اجمالی مرور گردیده است. در قسمت سوم مبانی نظری مدل ارائه شده است. قسمت چهارم مربوط به معرفی داده ها مورد استفاده است. در قسمت پنجم نتایج تجربی و تفسیر مدل برآوردی ارائه شده و در نهایت نتیجه‌گیری مقاله ارائه گردیده است.

[1] Systematic Risk

۲- مبانی نظری مدل

اولین تئوری جهت بنا نهادن پایه تئوریک پژوهش، تئوری پورتفولیو می‌باشد. پرتفولیو عبارت است از سبد دارایی که سرمایه‌گذار آن را با ترکیبات مختلفی از دارائی‌های مالی متنوع نگهداری می‌نماید سرمایه‌گذاران مالی به دنبال این موضوع هستند که ترکیب بهینه‌ای از دارایی‌های مالی را در پرتفولیوی خود نگهداری نمایند و بتوانند با انتخاب ترکیب مناسب به عایدی مورد انتظار دست یابند. از آنجا که افراد در سبد دارائی‌های مالی خود ترکیبات مختلفی از پول نقد، سهام، سپرده بانکی، اوراق قرضه، طلا و ارز را نگهداری می‌کنند، تغییرات حجم پول، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نرخ تورم، تقاضای افراد برای نگهداری هر یک از این اجزا از جمله تقاضا برای سهام را می‌تواند تحت تأثیر قرار دهد. جهت به دست آوردن چارچوب نظری رابطه شاخص قیمت سهام با متغیرهای کلان پولی، نظریه اساسی فیشر مد نظر می‌باشد. معادله اساسی فیشر بیان می‌کند که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمیو نرخ تورم حاصل می‌شود.

به طوری که :

$$R_r^t = R_n^t - INF^t \qquad (۱)$$

که در آن :

Rr = نرخ بهره حقیقی

Rn = نرخ بهره اسمی

INF= نرخ تورم

می‌باشد فیشر چنین رابطه‌ای را برای بازدهی سهام نیز بیان می‌کند، به طوری که:

$$RS^r_t = RS^n_t - INF^t \qquad (۲)$$

RS^r = بازدهی حقیقی سهام

RS^n = بازدهی اسمی‌سهام

بازدهی اسمی‌برابر است با نرخ تغییر قیمت سهام، به طوری که

$$RS^n_t = dLN(PS_t) \qquad (۳)$$

PS_t = قیمت سهام است. با توجه به این معادله، فیشر مدل اقتصاد سنجی زیر را معرفی می‌نماید و عنوان می‌کند که نرخ تورم بر بازدهی سهام تأثیر گذار است.

$$RS^{r}_{t} = \lambda_0 + \lambda_1 INF_t + U_t \qquad (۴)$$

فاما[1] (۱۹۸۱) بیان کرد که در معادله فیشر برخی متغیرهای کلان پولی از جمله نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته شده است. فاما با در نظر گرفتن ارتباط بازار پول و بازار بورس، تعادل بازار پول را در نظر قرار داد.

$$\frac{Mt}{Pt} = m\,(Y_1, R_t) \qquad (۵)$$

که در آن

M_t = نقدینگی در اقتصاد (اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده های دیداری و مدت دار)

P_t = سطح عمومی‌قیمت ها

Y_t = درآمد ملی

R_t = نرخ بهره

می‌باشد بنابر این تقاضای پول زیر را معرفی می‌نماید :

$$(\frac{Mt}{Pt}) = \alpha_1 LnY_t - \alpha_2 R_t \qquad (۶)$$

$$\alpha_1 \alpha_2 > 0$$

$$LnPt = -\alpha_1 LnY_t + \alpha_2 R_t + LnM_t$$

با دیفرانسیل گیری از این رابطه معادله زیر به دست می‌آید.

$$dLnPt = -\alpha_1\, dLnY_t + \alpha_2 dR_t + dLnM_t \qquad (۷)$$

با توجه به اینکه :

$$[dLnp_t = INF_t]$$

$$INF_t = -\alpha dLnY_t + \alpha_2 dR_t + dLnM_t \qquad (۸)$$

با جای گذاری عبارت (۸)در معادله (۴) خواهیم داشت :

$$RS^{r}_{t} = \lambda_0 - \alpha_1 dLnY_t + \alpha_2 dR_t + \lambda_1 dLnM_{t+}\ U_t \qquad (۹)$$

این رابطه به صورت زیر بازنویسی میشود.

$$RS^{r}_{t} = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_{t+}\ U_t \qquad (۱۰)$$

به طوری که :

$$\beta_0 = \lambda_0\ ,\ \beta_1 = -\ \alpha_1\lambda_1,\ \beta_2 = \alpha_2\ \lambda_1\ ,\ \beta_3 = \lambda_1$$

با استفاده از رابطه موجود بین بازدهی اسمی‌و بازدهی حقیقی سهام :

[1] Fama (1981).

$(RS^n_t = RS^r_t + INF_t)$

معادله فوق به صورت زیر نوشته میشود :

$$RS^n_t = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + \beta_4 INF_t + U_t \qquad (۱۱)$$

لذا می‌توان معادله ای برای قیمت سهام به صورت زیر نوشت :

$$LnPS_t = \beta_0 + \beta_1 LnY_t + \beta_2 R_t + \beta_3 LnM_t + \beta_4 P_t + U_t \qquad (۱۲)$$

اکنون با توجه به تئوری پرتفولیو که جانشینی سهام با دارائی های مالی دیگر از قبیل سپرده بانکی و ارز را مطرح می‌کند پیشینه مطالعات تجربی معتبر و هدف مطالعه مبنی بر شناسایی تاثیر متغیرهای پولی و ارزی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، مدل اقتصادی سنجی این مطالعه به شکل زیر تصریح می‌گردد.

$$LnSI_t = \beta_0 + \beta_1 LnM_{2t} + \beta_2 LnEX_t + \beta_3 LnSL_t + U_t \qquad (۱۳)$$

که در آن SI شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، M_2 حجم نقدینگی، EX نرخ ارز در بازار آزاد و SL نیز نشان‌دهنده حجم ذخایر قانونی بانک ها است.

۳- پیشینه تحقیق

بگری[1] (۲۰۰۳)، به مطالعه متغیرهای کلان اقتصادی و بازدهی سهام در دوره زمانی ۱۹۸۶ لغایت ۲۰۰۱ برای بازارهای در حال توسعه پرداخته و جهت دریافتن اینکه آیا نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ ارز، نرخ بهره، حجم پول و تولیدات صنعتی روی بازدهی مورد انتظار سهام اثر معنی‌داری دارد یا خیر از یک مدل خود رگرسیون برداری (VAR) بهره گرفت و دریافت علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، رفتار بازارهای سرمایه نیز می‌تواند بر روی یکدیگر تأثیرگذار باشد. لذا این یافته برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران خاطر نشان می‌کند که در تحلیل بازارهای سهام توجه ویژه‌ای به رفتار سایر بازارهای سرمایه داشته باشد.

فیلاکتیس و راوزولا[2] (۲۰۰۵) در مطالعه ای به بررسی پویایی های نرخ ارز و شاخص قیمت سهام کشورهای حوزه آسیایی و اقیانوسیه با استفاده از روش آزمون علیت گرنجر

[1] Bugri (2003)
[2] Phylaktis and Ravazzolo (2005)

برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد که شاخص بازار سهام در این کشورها به طور مثبت با تغیرنرخ ارز در ارتباط است و از آن تأثیر می‌پذیرد. آنها همچنین نشان دادند که بحران‌های مالی تأثیر موقتی بر روند حرکتی بازار سهام و بازار ارز در این کشورها دارد.

کیم و دیگران[1] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان "تاثیر عوامل کلان اقتصادی و غیر اقتصادی بر بازدهی سهام هتل"به بررسی تأثیر عوامل مختلف اقتصادی و غیر اقتصادی تأثیر گذار بر شاخص قیمت و بازدهی سهام شرکت‌های هتل تایوان با استفاده از داده‌های ماهانه، طی دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۹ تا آگوست ۲۰۰۳ پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که عوامل اقتصادی همچون عرضه پول و نرخ بیکاری بر شاخص قیمت سهام هتل و بازدهی آن تأثیر معنی‌دار دارند. از طرف دیگر تمام عوامل غیر اقتصادی بررسی شده مانند انتخابات ریاست جمهوری، جنگ سال ۲۰۰۳ عراق، شیوع بیماری سارس در سال ۲۰۰۳، بحران‌های مالی آسیا که از سال ۲۰۰۳ شروع شد و حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ تأثیر معنی‌دار بر شاخص قیمت سهام هتل در تایوان داشته‌اند.

گان و همکاران[2] (۲۰۰۶)، اثرات متقابل بین شاخص سهام نیوزلند و یک مجموعه هفت‌گانه از متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، عرضه پول، نرخ بهره بلندمدت، نرخ بهره کوتاه‌مدت و قیمت خرده فروشی نفت محلی را بررسی کردند. نتایج آزمون همجمعی جوهانسون نشان داد که بین شاخص قیمت سهام نیوزلند و متغیرهای اقتصادی مورد آزمون، یک رابطه بلندمدت وجود دارد. نتایج آزمون علیت گرنجری نیز نشان داد که شاخص قیمت سهام نیوزلند علیت گرنجری برای تغییرات در متغیرهای اقتصادی نیست. دلیل آن کوچک بودن بازار سهام نیوزلند در مقایسه با بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته است.

سهیل و حسین[3] (۲۰۰۹) در مطالعه ای تحت عنوان "رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام" مورد مطالعه بورس لاهور پاکستان با استفاده از الگوی مدل تصحیح خطا (ARDL) و همچنین استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره

[1] Kim et al. (2005)
[2] Gan et al.(2006)
[3] Sohail and Hussain (2009)

زمانی دسامبر ۲۰۰۲ تا ژوئن ۲۰۰۸ تاثیر مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی بر روی قیمت سهام را مورد مطالعه قرار داده اند. نتایج حاکی از این بوده که بین شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص تولید صنعتی و بازده سهام رابطه منفی و بین عرضه پول و بازده سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین نتایج تجزیه واریانس بیانگر این بود که شاخص قیمت مصرف کننده بیشترین تأثیر را بر روی شاخص قیمت سهام دارد.

لی و دیگران (۲۰۱۰) در مطالعه ای تحت عنوان تأثیر سیاست‌های پولی بر روی قیمت سهام، با استفاده از مدل خود همبستگی‌برداری (VAR) به بررسی کوتاه‌مدت تأثیر سیاست‌های پولی بر روی قیمت سهام پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از این بود که سیاست‌های پولی انبساطی اثر مثبت و معناداری بر روی قیمت سهام آمریکا و کانادا دارد.

تاکنون مطالعاتی متعدد داخلی در زمینه ارتباط متغیرهای اقتصادی با شاخص قیمت سهام در قالب پایان نامه های کارشناسی ارشد و دکتری صورت گرفته است[۱]. تمایز این پژوهش با مطالعات قبلی از دو جهت حائز اهمیّت است، اول آنکه؛ در اغلب مطالعات قبلی ارتباط متغیرهای مختلف اقتصادی با شاخص قیمت سهام بررسی شده است، در حالی که مطالعه کنونی متمرکز بر چگونگی تاثیر گذاری متغیرهای پولی و ارزی بر شاخص قیمت سهام تهران می‌باشد. دیگر اینکه دوره زمانی مطالعه کنونی بر اساس آخرین داده‌های منتشر شده در کشور بوده و تاثیرات کوتاه‌مدتی و بلندمدتی متغیرهای پولی و ارزی بر شاخص قیمت سهام تهران ارزیابی شده است.

۴- معرفی داده‌ها

در مطالعه حاضر، جامعه آماری مربوط به مدل، آمارهای مربوط به شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، حجم نقدینگی، نرخ ارز و ذخایر قانونی بانک‌ها می‌باشد. اطلاعات مزبور به صورت سری‌های زمانی ماهانه برای دوره زمانی ۱۳۸۸- ۱۳۸۳ استفاده شده است. در جدول (۱) اطلاعات مفید و مختصری از وضعیت داده ها ارائه شده است.

[۱] بادکوبه ای (۱۳۷۴)، تقوی و محمدی (۱۳۷۸)، جوادی (۱۳۷۴)، ملک محمدی (۱۳۸۲).

جدول (۱) : معرفی داده ها

نام متغیر	علامت اختصاری	واحد	منبع
شاخص قیمت سهام بورس تهران	SI	-	سازمان بورس اوراق بهادار
حجم نقدینگی	M2	میلیارد ریال	بانک مرکزی
نرخ ارز بازار آزاد	EX	برابری دلار	بانک مرکزی
ذخایر قانونی بانک ها	SL	میلیارد ریال	بانک مرکزی

۵- آزمون هم‌جمعی بلندمدت به روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

اولین مرحله در آزمون هم‌جمعی[1]، تعیین خصوصیات و ویژگی های سری های زمانی مدل است. برای این منظور بیشتر از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (۱۹۷۹)[2] (ADF) استفاده می‌گردد البته فیلیپس و پرون(۱۹۸۸)[3] طی چند مقاله ، مجموعه بیشتری از آماره‌های را گردآوری کردند که قدرت آزمون را افزایش می‌دهد. هر چند در روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی(ARDL) معرفی شده توسط پسران و شین (۱۹۹۵) بر خلاف روش جوهانسون و جوسیلیوس (۱۹۹۰)[4] توجه به درجه جمع بستگی[5] متغیرهای الگو مهم نیست، در عوض انتخاب وقفه های مناسب برای متغیرهای الگو از مراحل بسیار حساس برآورد در این روش خواهد بود. اثبات شده است که روش ARDL در مقایسه با روش دو مرحله ای انگل – گرنجر (۱۹۸۷) در نمونه های کوچک از کارایی بیشتری برخوردار است و در مجموع یکی از روش های بسیار مناسب برای برآوردهای بلند مدت بحساب می‌آید.(پسران و شین ,۱۹۹۵)

بطور کلی برای برآورد یک الگوی پویای خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، ابتدا باید رابطه را با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای همه ترکیب‌های ممکن براساس وقفه‌های متفاوت متغیرهای رابطه، برآوردکرد. در این شرایط حداکثر تعداد وقفه‌های متغیرهای رابطه، توسط محقق و با در نظر گرفتن تعداد مشاهدات تعیین می‌گردد. در

[1] Cointegration Test
[2] Augmented Dickey – Fuller (1979)
[3] Philips and Perron (1998)
[4] Johansen and Juselius Maximum Likelihood Approach (1990)
[5] The Order of Integration

مرحله بعد، محقق از میان رگرسیون‌های برآورد شده، یکی را براساس چهار ضابطه R^2، آکائیک(AIC)، شوارز ـ بیزین(SBC) و حنان ـ کوئین(HQC) انتخاب می‌نماید. سپس، ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت و خطای مجانبی مربوط به ضرایب بلندمدت براساس الگوی ARDL انتخابی بدست می‌آید.

۵-۱- انتخاب وقفه های بهینه متغیرهای مدل

در این قسمت نتایج اولین مرحله اجرای الگوی ARDL ، یعنی برآورد معادله پویا و تعیین وقفه‌های بهینه برای متغیرهای الگو ارائه شده است. الگوی ARDL برای آزمون هم‌جمعی غیر سیستمی با در نظر گرفتن متغیر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (SI) به عنوان متغیر وابسته، و متغیرهای حجم نقدینگی(M_2)، نرخ ارز(EX) و ذخایر قانونی بانک‌ها (SL) با تعیین وقفه‌های بهینه به عنوان متغیرهای مستقل اجرا شده است.

جدول (۲): انتخاب وقفه‌های مناسب برای متغیرها در الگوی ARDL

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,4,5,4) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is LSI
66 observations used for estimation from 1383M6 to 1388M11

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LSI(-1)	.75987	.051682	14.7030[.000]
LM2	-.53479	.17294	-3.0923[.003]
LM2(-1)	.21783	.15847	1.3746[.176]
LM2(-2)	-.013714	.15973	-.085855[.932]
LM2(-3)	.45761	.15971	2.8653[.006]
LM2(-4)	.65059	.17214	3.7795[.000]
LEX	-1.1148	.37101	-3.0049[.004]
LEX(-1)	.91237	.47599	1.9168[.061]
LEX(-2)	-1.0099	.42341	-2.3851[.021]
LEX(-3)	-1.1306	.42964	-2.6316[.011]
LEX(-4)	-1.2293	.43131	-2.8503[.006]
LEX(-5)	.80573	.45766	1.7606[.085]
LSL	-.092507	.11715	-.78963[.434]
LSL(-1)	-.095523	.12258	-.77930[.440]
LSL(-2)	-.18765	.12028	-1.5601[.125]
LSL(-3)	-.14809	.12209	-1.2130[.231]
LSL(-4)	-.21669	.10600	-2.0443[.046]
C	26.0005	6.3134	4.1183[.000]

R-Squared	.96152	R-Bar-Squared	.94789
S.E. of Regression	.031002	F-stat. F(17, 48)	70.5519[.000]
Mean of Dependent Variable	9.2526	S.D. of Dependent Variable	.13581
Residual Sum of Squares	.046134	Equation Log-likelihood	146.1236
Akaike Info. Criterion	128.1236	Schwarz Bayesian Criterion	108.4167
DW-statistic	1.6947	Durbin's h-statistic	1.3665[.172]

ماخذ :یافته های تحقیق

۵-۲- آزمون های تشخیصی الگوی ARDL

قبل از برآورد ضرایب بلند مدت مدل، لازم است الگوی اولیه انتخابی ARDL ارائه شده در قسمت قبل از نظر فروض کلاسیک آزمون گردند. در جدول ۳، آزمون های تشخیصی فروض کلاسیک ارائه شده است. براساس نتایج این جدول جمله اختلال به لحاظ خود همبستگی، فرم تبعی، نرمال بودن توزیع و واریانس همسانی همه شرایط کلاسیک را دارد و از کلیه آزمون های خوبی برازش عبور می‌کند.

جدول (۳): آزمون های خوبی برآزش در الگوی ARDL

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(12)= 14.7342[.256]	F(12, 36)= .86222[.590]
B:Functional Form	CHSQ(1)= .96757[.325]	F(1, 47)= .69928[.407]
C:Normality	CHSQ(2)= 1.4818[.477]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .052217[.819]	F(1, 64)= .050674[.823]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

ماخذ :یافته های تحقیق

۵-۳- آزمون فرضیه وجود همجمعی(رابطه بلند مدت)

اصولاً قبل از برآورد ضرایب بلند مدت در الگوی ARDL ، لازم است تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر عدم وجود هم‌جمعی انجام شود. زیرا شرط آن که الگوی پویای برآورد شده در این روش گرایش به سمت تعادل بلند مدت داشته باشد، آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته الگو کمتر از یک باشد. در اینجا می‌توان با استفاده از نتایج جدول ۲ فرضیه صفر عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگوی شاخص قیمت سهام را آزمون نمود، بطوری که:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{N} \beta_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{N} \beta_i - 1 < 0$$

به منظور آزمون فرضیه فوق وجود کمیت بحرانی ضروری خواهد بود. در اینجا با استفاده از توزیع t کمیت آماری (آمارهt) مورد نظر به صورت زیر محاسبه می‌گردد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{N} \hat{\beta}_{i-1}}{\sum_{i=1}^{N} S_{\hat{\beta}i}} = \frac{-0.25}{0.05} = -5.00$$

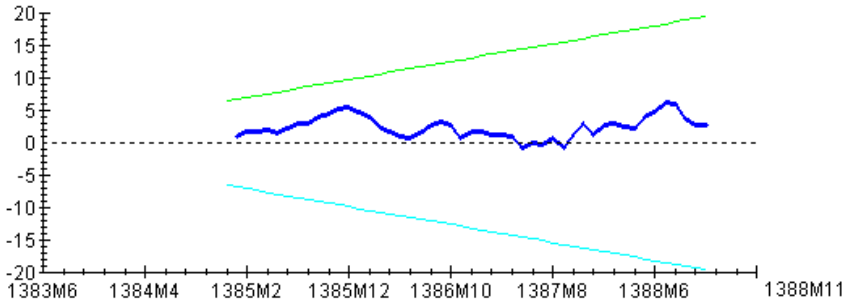
کمیت بحرانی مورد استفاده برای آزمون فوق، کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با ۴/۴۳- است. بنابراین در شرایط فوق فرضیه H_0 رد می‌شود و نتیجتاً یک رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرها در الگوی ARDL مورد تأیید قرار می‌گیرد.

۵-۴- آزمون ثبات برآوردها

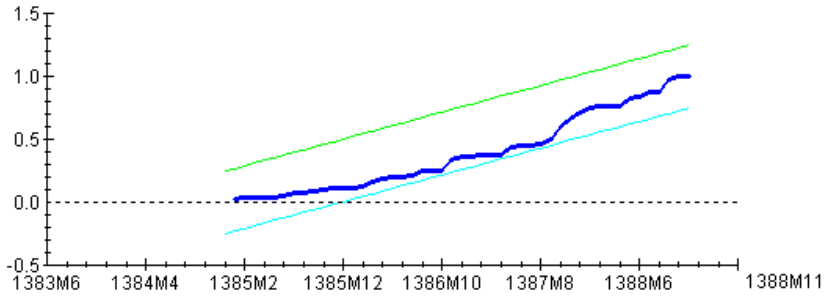
آزمون های مختلفی برای بررسی ثبات ضرایب تخمین های رگرسیونی مطرح شده اند. پسران و شین (۱۹۹۷) آزمون‌های CUSUM[1] و CUSUMSQ[2] را برای تعیین ثبات پارامترهای بلندمدت و همچنین کوتاه‌مدت در مدل تصحیح خطا پیشنهاد کرده‌اند. البته این آزمون اولین بار توسط براون، دوربین و اوانس (۱۹۷۵) مطرح شدند. نمودارهای ۱ و ۲ آمارهای آزمون CUSUM و CUSUMSQ که در مقابل زمان ترسیم شده‌اند را برای مدل ARDL نشان می‌دهد. خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری ۵ درصد را نشان می‌دهند. همان طور که در این نمودارها دیده می‌شود؛ مسیر حرکت آماره‌های آزمون به گونه‌ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و بر بی ثباتی مدل دلالت نمی‌کند. بر اساس این آزمون ها فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری ۵ درصد نمی‌توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که الگوی شاخص قیمت سهام در دوره مورد مطالعه با ثبات بوده است.

[1] Cumulative Sum of Recursive Residuals
[2] Cumulative Sum of Square of Recursive Residuals

نمودار (۱): آزمون CUSUM برای مدل ARDL



نمودار (۲): آزمون CUSUMSQ برای مدل ARDL



۵-۵- بررسی رابطه بلند مدت از روش ARDL

اکنون با توجه به نتایج آزمون های قبلی و خوبی برازش در مرحله اول الگوی ARDL می‌توان ضرایب بلند مدت مدل شاخص قیمت سهام را برآورد نمود. در جدول ۴ رابطه بلندمدت میان شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای پولی و ارزی ارائه شده است. چنانچه ملاحظه می‌گردد، کلیه ضرایب برآوردی از نظر آماری دارای اهمیت هستند. از سوی دیگر نتایج نشان می‌دهد یک درصد افزایش در نرخ ارز باعث کاهش قیمت سهام به میزان ۱۱/۵ درصد خواهد شد. همچنین انتظار می‌رود که یک درصد افزایش در حجم نقدینگی شاخص قیمت سهام را به میزان۳/۲ درصد افزایش دهد. در نهایت یک درصد افزایش در حجم ذخایر قانونی بانک ها باعث کاهش قیمت سهام به میزان حدود۳ درصد خواهد شد.

جدول (۴): ضرایب بلندمدت مدل شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران در الگوی ARDL

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,4,5,4) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is LSI
66 observations used for estimation from 1383M6 to 1388M11

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LM2	3.2380	.60881	5.3185[.000]
LEX	-11.5216	2.4327	-4.7361[.000]
LSL	-3.0836	.53379	-5.7768[.000]
C	108.2787	20.0821	5.3918[.000]

ماخذ:یافته های تحقیق

۵-۶- الگوی تصحیح خطا (ECM)

اکنون با استفاده از رابطه تعادلی بلند مدت می‌توان به بررسی پویایی های کوتاه مدت که از آن به الگو های تصحیح خطا تعبیر می‌شود پرداخت. الگوی تصحیح خطا (ECM)، نوسانات کوتاه مدت متغیرها را با مقادیر بلند مدت آنها ارتباط می‌دهد. نرم افزار مایکروفیت این ویژگی را دارد که وقتی الگوی تعادلی بلند مدت مرتبط با الگوی ARDL پسران ـ شین استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مربوط به آن را نیز ارائه کند. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا درجدول ۵ ارائه شده است. همانطوری که ملاحظه می‌گردد، الگوی کوتاه مدت ECM از کلیه آزمون های خوبی برازش عبور می‌کند. هر چند این الگو تنها قادر است ۶۹ درصد نوسانات قیمت سهام را توضیح دهد.

نتایج الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که ضرایب کوتاه مدت متغیرهای پولی و ارزی در مدل شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران شامل نرخ ارز، حجم ذخایر قانونی بانک ها و حجم نقدینگی کوچک‌تر از این ضرایب در رابطه بلند مدت است. از سوی دیگر ضریب جمله تصحیح خطا(ECT) درالگوی تصحیح خطا برابر با رقم ۰/۲۴- است. که این ضریب بیانگر سرعت نسبتاً کند در تعدیل می‌باشد. براساس این رقم برآوردی هر سال حدود ۲۴ درصد از عدم تعادل یک دوره در رابطه قیمت سهام در دوره بعد تعدیل می‌گردد.

جدول (۵): نتایج الگوی تصحیح خطا در مدل شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,4,5,4) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is dLSI
66 observations used for estimation from 1383M6 to 1388M11

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLM2	-.53479	.17294	-3.0923[.003]
dLM21	-1.0945	.20860	-5.2469[.000]
dLM22	-1.1082	.20673	-5.3605[.000]
dLM23	-.65059	.17214	-3.7795[.000]
dLEX	-1.1148	.37101	-3.0049[.004]
dLEX1	2.5641	.64770	3.9588[.000]
dLEX2	1.5543	.62952	2.4689[.017]
dLEX3	.42362	.54182	.78184[.438]
dLEX4	-.80573	.45766	-1.7606[.084]
dLSL	-.092507	.11715	-.78963[.433]
dLSL1	.55243	.14602	3.7833[.000]
dLSL2	.36478	.13415	2.7192[.009]
dLSL3	.21669	.10600	2.0443[.046]
dC	26.0005	6.3134	4.1183[.000]
ecm(-1)	-.24013	.051682	-4.6462[.000]

List of additional temporary variables created:
dLSI = LSI-LSI(-1)
dLM2 = LM2-LM2(-1)
dLM21 = LM2(-1)-LM2(-2)
dLM22 = LM2(-2)-LM2(-3)
dLM23 = LM2(-3)-LM2(-4)
dLEX = LEX-LEX(-1)
dLEX1 = LEX(-1)-LEX(-2)
dLEX2 = LEX(-2)-LEX(-3)
dLEX3 = LEX(-3)-LEX(-4)
dLEX4 = LEX(-4)-LEX(-5)
dLSL = LSL-LSL(-1)
dLSL1 = LSL(-1)-LSL(-2)
dLSL2 = LSL(-2)-LSL(-3)
dLSL3 = LSL(-3)-LSL(-4)
dC = C-C(-1)
ecm = LSI -3.2380*LM2 + 11.5216*LEX + 3.0836*LSL -108.2787*C

R-Squared	.69085	R-Bar-Squared	.58136
S.E. of Regression	.031002	F-stat. F(14, 51)	7.6619[.000]
Mean of Dependent Variable	-.0019883	S.D. of Dependent Variable	.047915
Residual Sum of Squares	.046134	Equation Log-likelihood	146.1236
Akaike Info. Criterion	128.1236	Schwarz Bayesian Criterion	108.4167
DW-statistic	1.6947		

ماخذ: یافته های تحقیق

۶- نتایج و توصیه‌های سیاستی

شاخص بورس می‌تواند آیینه تمام نمای بورس اقتصاد یک کشور تلقی شود و به عنوان متغیر پایه در بسیاری از پژوهش های اقتصادی مد نظر قرار گیرد. شاخص بورس، همواره به عنوان یک ابزار مهم در ارائه بازخوردهای درونی و بیرونی اقتصاد، همچنین در سیاست های سرمایه گذاری توسط افراد، موسسات خصوصی و دولتی، شرکت ها، نهادها و... مورد توجه قرار گرفته است. از طرفی به نظر می‌رسد فراز و نشیب های شاخص قیمت سهام که روند کلی حرکت بورس اوراق بهادار در هر کشور را نشان می‌دهد ، از نوسانات متغیرهای پولی و ارزی تأثیر می‌پذیرد.

بازار سرمایه کشور ما نیز که عملاً در بورس اوراق بهادار تهران خلاصه می‌شود اگرچه بیش از سه دهه از پیشینه را پشت سر دارد، با نوسانات و فراز و نشیب های فراوانی روبرو بوده است که این امر بر رابطه آن با سایر بخش های اقتصادی تأثیر گذاشته است. به طوری که با وجود فرصت های بالقوه سرمایه گذاری در کشور، بورس اوراق بهادار تهران هنوز نتوانسته جایگاه واقعی خود را در مجموعه اقتصاد پیدا کند و تنها سهم اندکی از پس اندازها را جذب نموده است. انتظار عموم بر این است که متغیرهای اقتصادی یا همان عوامل محیطی نقش زیادی در فراز و نشیب های شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران ایفا می‌نمایند. بنابراین بررسی چگونگی تاثیرگذاری متغیرهای اقتصادی بر روی شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند برخی از ابعاد تاثیر پذیری بازار بورس کشور از نوسانات اقتصادی که شدت آنها گاهی زیاد است را شفاف سازد. لذا به دلیل اهمیت شناخت ویژگی های بازار سرمایه و بالا بودن نوسانات سیاست های پولی و ارزی در ایران این مقاله به بررسی رابطه میان شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای پولی و ارزی با استفاده از تحلیل های تجربی پرداخت. در واقع هدف مقاله بررسی تاثیرات متغیرهای پولی و ارزی بر شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران بوده است. برای این منظور و در جهت انجام تحلیل تجربی موضوع، مدل شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یکی از روش های نوین در اقتصاد سنجی تحت عنوان الگوی پویای رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شد که منتهی به نتایج زیرگردید:

۱) در بلند مدت یک درصد افزایش در حجم نقدینگی، به ۳/۲ درصد افزایش در شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران منجر می‌شود. اما یک درصد افزایش در نرخ ارز و ذخایر قانونی بانک ها به ترتیب به ۱۱/۵ و ۳ درصد کاهش در شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران منجر می‌شود.

۲) مقایسه برآورد مدل شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران در بلندمدت و کوتاه مدت نشان می‌دهد که تأثیرات بلند مدت متغیرهای حجم نقدینگی، نرخ ارز و ذخایر قانونی بانک ها بر شاخص قیمت سهام نسبت به تأثیرات کوتاه مدت بزرگتر است. این نتایج با یافته های برآورد های سهیل و حسین (۲۰۰۹) در مورد بورس اوراق بهادار پاکستان مطابقت دارد.

بطور کلی به نظر می‌رسد متغیرهای پولی و ارزی بر شاخص کل قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت تاثیر گذار است. بنابراین اگر هدف متولیان اقتصادی کشور رونق و پویایی بورس اوراق بهادار به عنوان رکن اصلی بازار سرمایه است که جذب و هدایت نقدینگی‌های سرگردان و پراکنده جامعه به مسیرهای بهینه را فراهم نماید، لازم است در تدوین سیاست های پولی و ارزی چگونگی تاثیرگذاری این سیاست ها بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را مد نظر قرار دهند.

فهرست منابع

۱) بادکوبه ای، علیرضا، ۱۳۷۴، بررسی و مطالعه اثر تورم بر قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار.پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران

۲) تقوی، مهدی و محمدی، تیمور، ۱۳۷۸، بررسی متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران.مجله برنامه و بودجه. شماره ۴۱-۴۰.

۳) جوادی، جواد، ۱۳۷۴، بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران.پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران

۴) ملک محمدی، محمدرضا، ۱۳۸۲، تبیین اثر تورم بر قیمت سهام شرکت های صنایع غذایی و دارویی موجود در بورس اوراق بهادار تهران.پایان نامه کارشناسی. دانشگاه امام صادق (ع)

5) Bugri, B., (2003). The Link between Macroeconomic Volatility and Stock Return" Evidence form Emerging. Equity Markey. Working paper.
6) 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
7) Dickey, D. and Fuller, W.A., (1979). Distribution for Auto Regressive Time Series With a Unit Root. Journal of the American Statistical Association 7, 427-431.
8) Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica. 55, 251-276.
9) Fama , E.F., (1981). Stock Returns. Real Activity, Inflation and Money. The American Economic Review.71, 545-465.
10) Gan, C., Lee, M., Yong, H.H.A., Zhang, J., (2006). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence, Investment Management and Financial Innovations 3, 89-101.
11) Johansen , s. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Applications to the Demand for Money , Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52. 169-40.
12) Kim, J. and Kim, G., and Kim, C., (2005). Macroeconomic Variables and Non-economic Variables on Stock Returns. Journal of International Money and Finance. 23, 908-937.
13) Li, Yun Daisy and Iscan, Talan B. and Xu, Kuan.,(2010). The impact of monetary policy shocks on stock prices: Evidence from Canada and the United States. Journal of International Money and Finance. 29, 876-89
14) Phylaktis, K., and Ravazzolo, F., (2005). Stock price and exchange rate dynamics. Journal of international money and finance .24, 1031-1053.
15) Philips, P.C.B and Perron, P(1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika, 75, 335-346.
16) Pesaran, M.H, and Y. shin. (1995a). An Autoregressive Distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis, DAE Working Paper No: 9514, University of Cambridge.
17) Sohail, N. and Hussain., Z. (2009). Stock Market and Macroeconomic Fundamental Dynamic Interaction. ASEAN Countries Journal of Asian Economic, 13, 27-51