فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۱۵ پاییز ۹۰ سال چهارم ــ تاریخ دریافت: ۸۹/۰۱/۲۵ ــ تاریخ پذیرش: ۹۰/۰۱/۱۵ ــ ص ۸۹- ۱۰۵

تأثیر متغیرهای پولی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر بحران مالی ۲۰۰۷

مسلم آل بوسویلم[۱] / حسین کریمی هسنیجه[۲]

چکیده

اقتصاد جهانی همواره دچار بحران‌های مختلفی بوده که متغیرهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بحران مالی بین‌المللی با ترکیدن حباب قیمت در بخش مسکن آمریکا شروع شد و با ورشکستگی برخی بانک‌ها در بازارهای مالی به اوج خود رسید و سپس به بورس‌های اوراق بهادار نیز سرایت کرد. در این مقاله، تأثیر این بحران برشاخص بورس تهران به کمک روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[۳] به صورت فصلی و از بهار ۱۳۷۷ تا زمستان ۱۳۸۷ مورد ملاحظه قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای نقدینگی، نرخ ارز و نرخ سود سپرده‌های بانکی با یک دوره وقفه، رابطه معکوس با شاخص بورس داشته و نرخ سود سپرده‌های بانکی، سطح قیمت‌ها با یک وقفه و نرخ ارز با یک ووقفه در همان دوره رابطه‌ای مستقیم با شاخص بورس تهران دارند. بحران مالی، تأثیر منفی بر این رابطه برجای می‌گذارد که با واقعیت موجود همخوانی داشته و لزوم اتخاذ تدابیری برای مقابله با بحران را بیش از پیش نشان می‌دهد.

واژگان کلیدی: بحران مالی بین‌المللی، بازار سرمایه، روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، شاخص بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی موضوعی: C13 , E44, G10

Archive of SID

۱ . کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه اصفهان

۲. عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

3. Auto Regressive Distributed Lag

www.SID.ir

۱- مقدمه

بخش مالی اقتصادی هر کشور تأمین‌کننده منابع مالی و فعالیت‌های واقعی اقتصاد محسوب می‌شود که بطورکلی به دو بخش تقسیم می‌گردد: بازار پولی که عمدتا توسط نظام بانکی یک کشور اداره می‌شود و مهمترین کارکرد آن تأمین اعتبارات کوتاه‌مدت است. بازار سرمایه که کارکرد اصلی آن تأمین مالی بلندمدت مورد نیاز فعالیت‌های تولیدی و خدماتی است. بورس یک بازار سازمان‌یافته در بازار سرمایه محسوب می‌شود و در کنار سایر نهادهای فعال در بازار سرمایه، وظایف چندگانه‌ای را برعهده دارد. کارکردهای اساسی بورس، مدیریت انتقال ریسک و توزیع آن، شفافیت اطلاعات، کشف قیمت، ایجاد بازار رقابتی و همچنین یکی از کارکردهای مهم آن جمع آوری سرمایه‌ها و پس اندازهای خرد برای تأمین سرمایه مورد نیاز فعالیت‌های اقتصادی است. در نظام کنونی اقتصاد جهانی، شاخص بورس اوراق بهادار نقش دماسنج اقتصادی را ایفاء می‌کند و وضعیت اقتصادی و حتی سیاسی و اجتماعی کشور در حال و آینده تاثیر بسزایی بر میزان سودآوری شرکت‌ها خواهد گذاشت.

تغییرات در شاخص‌های بورس به دلیل ارتباط تنگاتنگ این بخش از اقتصاد با دیگر قسمت‌ها، نه تنها اقتصاد یک کشور، بلکه اقتصاد جهانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال، بحران بزرگ دهه ۱۹۳۰ که اغلب کشورهای سرمایه‌داری را با رکود و بیکاری بی‌سابقه‌ای مواجه ساخت از بورس اوراق بهادار نیویورک شروع شد. همچنین، بحران سال ۱۹۹۷ که کشورهای جنوب شرق آسیا را فرا گرفت و براقتصاد جهانی از جمله بر اقتصاد ایران، از طریق کاهش تقاضای کشورهای مزبور برای نفت خام و سقوط قیمت نفت تاثیر گذاشت، از بازارهای مالی کشورهای مزبور شروع شد. متقابلا سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی و بویژه سیاست‌های پولی و ارزی نیز بورس را تحت تاثیر قرار می‌دهند. ملاحظه می‌شود که میان بحران‌های اقتصادی، رکود و رونق‌های اقتصادی و تحولات بورس رابطه معنی‌داری وجود دارد. تبیین چنین رابطه معنی‌داری می‌تواند سیاست‌گذاران را در جهت‌گیری‌های پولی و ارزی یاری داده و اثر این سیاست‌ها بر بورس را مشخص سازد (کریم‌زاده،۱۲،۱۳۸۴).

در این مقاله پس از مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش، با استفاده از مدل اقتصاد سنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس تهران مورد بررسی قرار خواهد گرفت. با وارد کردن متغیر مربوط به بحران مالی، این فرضیه آزمون خواهد شد که آیا بحران مالی اخیر بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران تاثیر گذارده است و در صورت تأثیر، شرکت آن به چه میزان بوده است؟

Archive of SID

www.SID.ir

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- بحران‌های مالی بین المللی

بحران مالی تعبیری برای موقعیت‌های بسیار متفاوت و متنوعی است که طی آن اوراق بهادار ناگهان بخش قابل ملاحظه‌ای از ارزش خود را از دست می دهند. بحران‌های بانکی، بحران ذخایر بین‌المللی، ترکیدن حباب‌های مالی، سقوط بازار سهام، بحران بدهی‌های خارجی و بحران تراز پرداخت‌ها غالباً از سایر موقعیت‌هایی هستند که مترادف با بحران مالی به کار برده می‌شوند (قضاوتی، ۱۳۸۸). بحران‌های اقتصادی اغلب با یک پیش زمینه بحران پولی مالی همراه بوده‌اند. معمولاً در مقطع آغازین بحران‌ها، در اکثر موارد، ابتدا بانک‌ها دچار مشکل عدم باز پرداخت می‌شوند. شواهد تاریخی نیز گواهی بر این مدعا هستند، برای مثال در بحران سال های ۱۸۷۴-۱۸۷۳ در امریکا و اروپا، ۸۳ بانک تعطیل شد. در بحران سال‌های ۱۹۰۸-۱۹۰۷ در امریکا تعداد ۲۴۶ بانک ورشکسته شد و در بحران ۱۹۳۰-۱۹۲۰ تعداد بانک‌های ورشکسته به ۹۰۰۰ رسید. همین روند نیز در بحران اخیر نیز قابل مشاهد است (طبیبیان،۱۶،۱۳۸۸).

بحران اقتصادی اخیر جهان از اوایل سال ۲۰۰۶ با ترکیدن حباب قیمت بازار مسکن امریکا شروع شد و از اواخر سال ۲۰۰۷ با سرایت تدریجی به بخش مالی تشدید شده و سپس با ورشکستگی برخی بانک‌ها در بازارهای مالی به اوج خود رسید که منجر به بی ثباتی در بورس‌ها نیز شد. از دلایل مهم گستردگی بحران مالی اخیر از یک سو ارتباط و وابستگی گسترده و عمیق بازارهای مالی در سطح جهان و از سوی دیگر طیف متنوع ابزارهای مالی مورد استفاده در فرآیند شتابان تبدیل دارایی‌ها به اوراق بهادار طی دهه‌های اخیر بوده است.

۲-۲- تاثیر بحران مالی سال ۲۰۰۷ بر شاخص بورس

بحران مالی از چند طریق، شرکت‌های تأمین سرمایه و بانک‌های تجاری را در سراسر جهان تحت تأثیر قرار داده است. نخست، بعضی از ناشران اوراق بهادار رهنی نتوانستند اوراق بهادار خود را در سررسید بازخرید کنند و از این رو تعدادی از بانک‌های ضامن، مجبور به بازخرید این اوراق از سرمایه گذاران و ثبت آن‌ها در ترازنامه‌های خود شدند و این عامل قدرت وام‌دهی بانک‌های تجاری را کاهش داد. چرا که این بانک‌ها ملزم به رعایت الزامات مربوط به کفایت سرمایه برای تعهد بدهی‌های خود بودند.

دوم، ریسک طرف مقابل عامل تعیین‌کننده‌ای در تصمیمات مربوط به پرداخت وام شد. استقراض بین بانکی کاهش یافت و در مقابل نرخ این نوع استقراض‌ها افزایش پیدا کرد. تمایل نهادهای مالی به

Archive of SID

www.SID.ir

همکاری با موسساتی که درگیر وام‌های رهنی پرریسک یا دیگر دارایی‌های کم اعتبار بودند به شدت کاهش یافت. به دلیل عدم دسترسی به استقراض بین بانکی، به عنوان یکی از منابع مهم سرمایه، موسسات مالی با عدم نقدینگی مواجه شدند.

سوم، کمبود نقدینگی بانک‌ها موجب کاهش قدرت اعتباردهی آن‌ها برای تصاحب بنگاه‌های دیگر از طریق سازوکار خرید اهرمی (LBO) شد. به طور معمول، بانک‌ها به پشتوانه اوراق قرضه و سایر وثیقه‌ها، اوراق بهادار جدیدی منتشر می‌کنند و آن را به سرمایه‌گذاران می‌فروشند. اما در شرایط بحران و با توجه به باقی ماندن این وام‌ها در ترازنامه بانک، آن‌ها تمایل چندانی به پرداخت این نوع وام از خود نشان ندادند.

اگرچه بازارهای سرمایه و به‌ویژه بورس‌های اوراق بهادار نقشی در شروع بحران نداشتند اما بیشترین آسیب را متحمل شدند. این بحران، بحرانی اعتباری بود و در ابتدا از طریق بازارهای خارج از بورس که از نظارت و ضابطه‌مندی کمتر برخوردار هستند، گسترش پیدا کرد و سپس با تأثیرگذاری بر مؤسسات مالی، به بورس‌های اوراق بهادار سرایت کرد.

با کاهش ارزش سهام شرکت‌های تأمین سرمایه و دیگر مؤسسات مالی، قیمت سهام آن‌ها در بورس‌های اوراق بهادار با افت شدیدی روبرو شد و در نتیجه آن، سرمایه‌گذاران اعتماد خود به این بازارها را از دست دادند و منابع مالی خود را که با کاهش ارزش مواجه شده بود را ، به بازارهای کم ریسک‌تر منتقل کردند. این عامل باعث شد بازارهای اوراق بهادار در بعضی از کشورها با مشکل جدی مواجه شوند، به‌گونه‌ای که نیاز به دخالت دولت برای کمک به آن‌ها احساس شد.

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

تاکنون کارهای تجربی قابل ملاحظه‌ای در زمینه برآورد تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص بورس‌های مختلف در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، از جمله ایران صورت گرفته است که دراین قسمت با ذکر بعضی از آنها، متغیرها و روش‌های مورد استفاده برای تخمین مدل و نتیجه آنها نیز بیان می‌شود.

شیلر (Shiller, 1981) نشان داد که متغیرهای کلان نرخ تنزیل و توانایی شرکت در ایجاد جریان وجوه را تحت تاثیر قرار می‌دهند که این دو متغیر نیز از عوامل اصلی تعیین کننده ارزش واقعی سهام در مدل جریان وجوه تنزیل شده[1] است.

1. DEF: Discounted Cash Flow

Archive of SID

www.SID.ir

فاما (Fama, 1981) نشان می‌دهد که رابطه مثبت بسیار قوی بین بازده سهام و فعالیت‌های اصلی اقتصاد نظیر تولیدات صنعتی، مخارج سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص ملی وجود دارد.

مدسن (Mudsen, 2002)، به بررسی رابطه میان بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی برای کشورهای OECD در بازه زمانی ۱۹۹۵-۱۹۶۲ با استفاده از روش فاما پرداخت. نتایج این تحقیق نشان از رابطه مثبت نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد درآمد ملی و رابطه منفی بهره و نرخ تورم با بازده سهام دارد.

ال‌شارکس (Al Sharkas, 2004) در پژوهش خود در این زمینه با استفاده از مدل VECM اثر بلندمدت متغیرهای انتخابی اقتصاد کلان را بر روی بورس اوراق بهادار امان مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از مطالعات وی نشان می‌دهد که متغیرهای انتخابی (فعالیت‌های واقعی اقتصادی، عرضه پول، تورم و نرخ بهره) با شاخص قیمت بورس، رابطه تعادلی بلندمدت دارند.

چن و همکاران (Chen, et al., 2007) با بررسی اثرتغییر نرخ ارز بر بازار سهام غنا نشان دادند که ۵۵ درصد شرکت‌های مورد بررسی، تحت تأثیر تغییرات قیمت دلار آمریکا بودند که این رابطه از لحاظ آماری معنی‌دار بود. اثر تغییرات نرخ دلار بر صنایع تولیدی و خرده فروشی شدیدتر بود، در حالی که صنعت مالی تحت تأثیر تغییرات نرخ دلار قرار نداشت. همچنین، این پژوهش نشان داد که بازده سهام بیشتر شرکت‌ها با تغییرات نرخ دلار رابطه مستقیم دارد.

برزنده (۱۳۷۶) با استفاده از اطلاعات متغیرهای شاخص قیمت سهام بورس، نرخ ارز، شاخص قیمت وسایل نقلیه و شاخص قیمت مسکن در دوره ۱۳۷۶-۱۳۷۹ با استفاده از روش VAR به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی برشاخص قیمت سهام پرداخت. نتایج برآورد وی نشان از سهم ناچیز متغیرهای یادشده در تغییرات شاخص قیمت سهام بورس تهران دارد.

کریم‌زاده (۱۳۸۵) در پژوهش خود به بررسی میزان و چگونگی اثرگذاری بلندمدت هریک از متغیرهای کلان پولی برشاخص قیمت بورس با استفاده از VAR با وقفه‌های توزیعی پرداخته است. نتایج برآورد وی نشان می‌دهد که یک بردار هم‌انباشتگی بین شاخص قیمت بورس و متغیرهای کلان پولی وجود دارد.

زایر و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای، تأثیر بحران مالی جهانی را بر درآمدهای مالیاتی ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. آنها در این پژوهش از روش خودتوضیح‌برداری (VAR) و تکنیک تجزیه واریانس استفاده نموده‌اند. نتایج آنها نشان از تأثیر منفی بحران مالی جهانی بر شاخص‌های اقتصادی، به ویژه درآمدهای مالیاتی دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

٤- چارچوب نظری مدل

برای به دست آوردن چارچوب نظری، از نظریه اساسی فیشر استفاده می‌شود. معادله اساسی فیشر بیان می‌کند که نرخ بهره واقعی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می‌شود. به طوری که:

$$R_t^r = R_t^n - INF_t$$

که در آن: R_r نرخ بهره واقعی، Rn نرخ بهره اسمی و INF نرخ تورم است. فیشر چنین رابطه‌ای را برای بازدهی سهام نیز بیان می‌کند (Madsen, 2002)، به طوری که:

$$RS_t^r = RS_t^n - INF_t$$

که در آن: RS_r بازدهی واقعی سهام، RSn بازدهی اسمی سهام است. بازده اسمی نیز برابر است با نرخ تغییرات قیمت سهام، به طوری که:

$$RS_t^r = dLnPS_t$$

که در آن PS_t قیمت سهام می‌باشد. با توجه به این معادله ، فیشر مدل اقتصادسنجی زیر را معرفی و عنوان می‌کند که نرخ تورم بر بازدهی سهام تاثیرگذار است:

$$RS_t^r = \gamma_0 + \gamma_1 INF_t + U_t$$

فاما (Fama, 1981) عنوان می‌کند که در معادله فیشر برخی متغیرهای کلان از جمله نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته شده است. فاما با در نظر گرفتن ارتباط بازار پول و بورس، برای اثبات ادعای خویش از تعادل بازار پول استفاده می‌کند. تعادل بازار پول چنین است:

$$\frac{M_t}{P_t} = M(Y_t, R_t)$$

که در آن M_t نقدینگی، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، Y_t درآمد ملی و R_t نرخ بهره است. بنابراین فاما تقاضای پول زیر را معرفی می‌کند:

$$Ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \alpha_1 Y_t - \alpha_2 R_t$$

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

که با دیفرانسیل‌گیری و با توجه به اینکه (dLnPt=INFt) است:

Archive of SID

www.SID.ir

$$INF_t = -\alpha_1 dLnY_t + \alpha_2 dR_t + dLnM_t$$

سپس معادله قیمت سهام؛ با جایگزینی معادله بالا به جای تورم، بازنویسی می‌شود:

$$RS_t^r = \gamma_0 - \gamma_1\alpha_1 dLnY_t + \gamma_1\alpha_2 dR_t + \gamma_1 dLnM_t + U_t$$

این رابطه به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$RS_t^r = \beta_0 - \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + U_t$$

سپس با استفاده از رابطه موجود بین بازده اسمی و بازده واقعی سهام ($RS_t^r = RS_t^n - INF_t$) و با توجه به اینکه ارزش درآمد ملی وابسته به ارزش پول ملی است که خود بستگی به قیمت نرخ ارز (EX) دارد، معادله فوق به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$RS_t^n = \beta_0 + \beta_1 dLnEX_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + \beta_4 INF_t + U_t$$

با توجه به مطالب فوق می‌توان گفت شاخص بورس متأثر از متغیرهای حجم نقدینگی، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نرخ تورم می‌باشد.

۵- الگوی نظری تحقیق

در این قسمت به معرفی مدل مورد استفاده برای تخمین مدل مورد نظر وتوضیح روش‌های مورد استفاده جهت تخمین وتحلیل آن پرداخته می‌شود.

۵-۱-طراحی مدل

تئوری پرتفوی رابطه جانشینی بین سهام و دارایی‌های مالی دیگر از قبیل ارز، طلا و سپرده‌های بانکی را بیان می‌کند. همچنین نظریه اساسی فیشر رابطه بین قیمت سهام و متغیرهای پولی از قبیل حجم نقدینگی، نرخ سود بانکی و تغییرسطح قیمت ها را مطرح می‌کند. بر همین اساس و با توجه به مطالعات تجربی انجام شده، مدل مربوطه به صورت زیر تصریح گردیده است:

$$LT_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p}\alpha_j LT_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1}\beta_{1j} LM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2}\beta_{2j} LE_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3}\beta_{3j} LR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3}\beta_{4j} LP_{t-j} + \beta_5 DC + \varepsilon_t$$

که درآن LT لگاریتم شاخص کل بورس تهران، LM لگاریتم نقدینگی، LR لگاریتم نرخ سود بلندمدت سپرده‌های بانکی،LP لگاریتم سطح قیمت‌ها و DC نشانگر بحران اقتصادی اخیر می‌باشد که

Archive of SID

www.SID.ir

مقدار آن برای تمام فصول سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ برابر با یک و برای دیگر فصول صفر می‌باشد که اثر بحران را بر شاخص کل بورس تهران در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. ε_t نیز پسماند می‌باشد.

۵-۲ - روش تحقیق

اگر داده‌ها به صورت سری زمانی باشد برای تخمین بلندمدت و کوتاه‌مدت روش‌های گوناگونی مانند هم‌انباشتگی و روش تصحیح خطا و روش خودرگرسیون برداری وجود دارد. در سالهای اخیر استفاده از مدل ARDL درمقایسه باروش‌های دیگر هم انباشتگی برای تخمین روابط بلندمدت افزایش یافته است. برای تخمین رابطه بلندمدت، روش ARDL شامل دو مرحله است. اولین مرحله، امتحان وجود ارتباط بلندمدت بین همه متغیرها در معادله تحت بررسی و مرحله دوم تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت به وسیله ARDL و ECM می‌باشد. رابطه زیر مدل ECM می‌باشد:

$$\Delta LT_t = \alpha_0 + \alpha_1 LT_{t-1} + \alpha_2 LM_{t-1} + \alpha_3 LE_{t-1} + \alpha_4 LR_{t-1} + \alpha_5 LP_{t-1} + \alpha_6 DC$$
$$+ b\sum_{i=1}^{q_1} \Delta LT_{t-j} + c\sum_{i=0}^{q_2} \Delta LM_{t-i} + d\sum_{i=0}^{q_3} \Delta LE_{t-i} + e\sum_{i=0}^{q_4} \Delta LR_{t-i} + f\sum_{i=0}^{q_5} \Delta LP_{t-i} + \varepsilon_t$$

۵-۳- توضیح روش مورد استفاده

از آنجا که در این مطالعه از الگوی پویای خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) جهت تحلیل بلندمدت و سازوکار تصحیح خطا (ECM) جهت تحلیل کوتاه‌مدت و از روش تجزیه واریانس(VDCF) برای تجزیه وتحلیل اثرات متقابل پویا، استفاده شده است، در این قسمت به توضیح این روش‌ها پرداخته می‌شود.

۵-۳-۱- روش الگوی پویای خودتوضیح باوقفه های توزیعی ARDL

فرم کلی الگوی ARDL(P,q1,…,qk) برای شاخص بورس را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$LT_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_1 LT_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LE_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} LP_{t-j} + \beta_5 DC + \varepsilon_t$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیح دهنده را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC) ،حنان کوئین (HQC) و یا R^2 مشخص کرد. نرم افزار

Archive of SID

www.SID.ir

مایکروفیت این امکان را فراهم آورده تا بتوان یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی را به صورت زیر برآورد کرد. به عنوان مثال :

$$Q(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)x_{it} + \delta\ w_t + u_t$$

که در آن

$$Q(L,P) = 1 - Q_1L - Q_2L^2 - ...Q_pL^p$$

$$B_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1}L - \beta_{i2}L^2 - ... - \beta_{iq}L^q$$

برای $i=1,2,3,\ldots,k$ است. L عملگر وقفه[1]، W_t برداری از متغیرهای قطعی[2] نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیرهای مجازی و یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. نرم افزار مایکروفیت ابتدا رابطه اول را به روش OLS برای کلیه ترکیبات ممکن؛ مقادیر $p=0,1,2,\ldots,M$ و $q=0,1,2,3,\ldots,m$ و $i=1,2,3,\ldots,k$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند .حداکثر تعداد وقفه‌ها m توسط محقق بیان می‌شود تا برآورد در محدوده زمانی $t=m+1$ تا $t=n$ صورت گیرد.سپس در مرحله دوم به محقق این امکان داده می‌شود تا از بین $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآورد شده یکی را با توجه به یکی ازچهارضابطه آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین، حنان -کوئین و یا R^2 انتخاب کند. در مرحله سوم مایکروفیت ضرایب مربوط با الگوی بلندمدت و انحراف معیار جانبی مربوط به ضرایب بلندمدت را براساس الگوی ARDL انتخاب شده محاسبه می‌کند.

۵-۳-۲- روش الگوی تصحیح خطا ECM

این روش دارای دو مرحله می‌باشد:

مرحله اول: پارامترهای مربوط به الگوی بلندمدت با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد می‌شود و سپس فرضیه صفر(عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو) آزمون می‌گردد. به این ترتیب مجموعه‌ای از متغیرها حاصل می‌شود که با هم هم‌انباشته می‌باشند و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت را ارائه می‌کنند .

مرحله دوم: جمله تصحیح خطا، که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت است، به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرارمی‌گیرد و برآورد می‌شود. سپس با

1. Lag operator
2. Deterministic

Archive of SID

www.SID.ir

انجام آزمون‌های لازم ساختار پویای کوتاه‌مدت مشخص می‌شود. ضریب ECM تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد.

٥-٤ – آمار توصیفی و قلمرو زمانی متغیرها

در این تحقیق، پنج متغیر کلان اقتصادی به عنوان متغیرهای مستقل و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به عنوان متغیر وابسته انتخاب شده است. در جدول زیر هر یک از متغیرها به همراه علامت اختصاری و آمار توصیفی آن تعریف شده است:

جدول(۱): معرفی متغیرها و آمار توصیفی آنها

متغیرهای تحقیق	علامت اختصاری	حداقل	حداکثر	میانگین
شاخص کل بورس	LT	۱۵۲۷.۷	۱۳۵۱۷.۷	۶۹۳۶.۵
نقدینگی	LM	۱۳۴۵۴۸.۴	۱۹۴۷۸۱۰.۹	۶۸۵۲۰۴.۷
نرخ سود(درصد)	LR	۱۶	۱۸.۵	۱۷.۱۲۶
نرخ تورم (درصد)	LP	۱۱.۴۲۵	۲۰.۱۵۴	۱۵.۳۲۸
نرخ ارز	LE	۵۵۶۵.۰۱	۹۹۶۹.۰۷	۸۵۰۶.۷۵

تمامی داده‌های متغیرهای مستقل از آمارهای منتشرشده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و آمار شاخص کل بورس تهران نیز از سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران تهیه شده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی در این مقاله نیز به صورت فصلی است که از فصل اول سال ۱۳۷۷ تا فصل آخر سال ۱۳۸۷ را پوشش می‌دهد. در ادامه اطلاعات توصیفی و نحوه تأثیر هر متغیر وابسته بر شاخص کل بورس اوراق بهادار آوده می‌شود:

٦- نتایج تجربی

این مطالعه تلاش نموده تا تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی و به ویژه بحران مالی سال ۲۰۰۷ بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را از طریق تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نماید. برای تخمین رابطه بلندمدت از روش (ARDL) و برای تخمین رابطه کوتاه‌مدت از روش (ECM) استفاده شده و برای تجزیه وتحلیل اثرات متقابل پویا، از روش تجزیه واریانس(VDCF) استفاده گردیده است. مزیت بسیار مهم روش ARDL در بین روش‌های هم انباشتگی آن است که این روش بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل I(1) یا I(0) هستند ، قابل استفاده است. به عبارتی در این روش نیازی به

Archive of SID

www.SID.ir

تقسیم متغیرها به متغیرهای هم‌انباشته از درجه یک یا صفر نیست. بر این اساس بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها بر مبنای روش ARDL استوار گردیده و تحلیل ضرایب بلندمدت از این مسیر انجام گردیده است. دراین روش حداکثر تعداد وقفه متغیر از سوی پژوهشگر با توجه به تعداد مشاهدات تعیین می‌شود .

دراین مطالعه با استفاده از معیار آکائیک (AIC)[1] وقفه بهینه انتخاب شده است. برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از آماره t استفاده شده است. دراین روش فرضیه صفر بیانگرعدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط گرایش رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت وجود مجموع ضرایب کمتر از یک می‌باشد. برای انجام آزمون مورد نظر، عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسرشده و بر مجموع انحراف ضرایب مذکور تقسیم گردیده است. در صورتی که قدر مطلق t به دست آمده از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌گردد. با توجه به مقادیر به دست آمده برای t در این مطالعه فرض H0 رد می‌شود و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پذیرفته می‌شود.

قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی، برای اطمینان از مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد نظر، کلیه متغیرهای استفاده شده بر اساس آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرند. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته به صورت‌های مختلف و ممکن و بر اساس معنی‌دار بودن هر یک از عوامل جبری (مقادیر ثابت و روند) و معنی‌دار بودن متغیرهای وابسته با وقفه داده برای کلیه متغیرهای موجود در مدل آزمون گردید. جدول ۱ نشان دهنده نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مورد نظر می‌باشد.

جدول(۲): آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای بررسی مانایی متغیرهای مورد نظر

متغیر	آماره ADF در سطح	آماره ADF برای تفاضل اول	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی درسطح ۱۰٪
LT	-۰.۱۹	-۳.۰۱	-۲.۹۷	-۲.۶۲
LM	-۰.۴۹	-۳.۱۵	-۲.۹۷	-۲.۶۲
LP	-۱.۴۴	-۴.۱۲	-۲.۹۷	-۲.۶۲
LE	-۱.۶۶	-۴.۲۸	-۲.۹۷	-۲.۶۲
LR	-۱.۱۶	-۳.۵۸	-۲.۹۷	-۲.۶۲

1. Akaike Information Critrion

Archive of SID

www.SID.ir

همانطور که ملاحظه می‌گردد تمامی متغیرهای مورد مطالعه در سطح ناپایا بوده، اما در تفاضل اول پایا می‌باشند. پس فرض مبنی بر وجود ریشه واحد متغیرهای مزبور در سطح بالایی از درجه اطمینان مورد نظر رد می شود لذا می توان ادعا کرد که کلیه متغیرها انباشته از درجه یک می باشد.

در تمامی جدول‌ها آزمون‌های مربوط به همبستگی سریالی، شکل تبعی الگو، نرمال بودن، آزمون هم‌خطی و همسانی واریانس، مبین تایید الگوی برآورد شده می‌باشند. درجدول (۳) شاخص کل بورس باوقفه یک دوره‌ای، ضریبی برابر با ۰.۸ را نشان می‌دهد که معنی‌دار نیز می‌باشد. همان‌طور که جدول نشان می‌دهد، افزایش متغیرهای نقدینگی، نرخ ارز در همان دوره و نرخ سود سپرده‌های بانکی با یک دوره وقفه باعث کاهش شاخص بورس و سطح قیمت‌ها، نرخ ارز با یک دوره وقفه و نرخ سود بانکی در همان دوره باعث افزایش شاخص بورس تهران شده‌اند. همچنین ضریب متغیر مربوط به بحران نیز نشان از تأثیر منفی این متغیر بر شاخص بورس تهران دارد.

جدول(۳): نتایج برآورد ARDL(1,0,0,0,0) رشداقتصادی

متغیر	ضریب	آماره t
LT(-1)	۰.۸	* ۱۰.۵۲
LM	-۰.۸	*-۲.۷۸
LP	۱.۸	*۲.۸۳
LE	-۰.۶	*-۲.۶۴
LE(-1)	۰.۲	***۱.۸۵
LR	۰.۵	*۲.۷۹
LR(-1)	-۱.۰۷	*-۲.۸۴
DC	-۰.۴	**-۲.۶۳
DC(-1)	-۰.۰۷	***-۱.۹۱
Intercept	۳.۱	*۳.۸۵
F=۴۷۵.۰۳ R^2	DW=۱.۹	=۰.۹۹

* معنی‌دار در سطح۱٪ ** معنی دار در سطح ۵٪ *** معنی دار در سطح ۱۰٪

همچنین نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت مرتبط با ARDL(1,0,0,1,1,1) برای شاخص بورس تهران به شرح جدول (۴) می‌باشد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرهای توضیح دهنده دارای علامت مورد انتظار می‌باشند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(۴): برآوردضرایب بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t
LM	-۴.۱۷	**-۲.۵۹
LP	۹.۶۸	*۳.۳۱
LE	-۲.۱۶	*-۲.۸۳
LR	-۲.۴۸	**-۲.۰۱
DC	-۲.۷۶	*-۲.۹۹
Intercept	۱۶.۲	*۳.۰۹

* معنی‌دار در سطح۱٪ ** معنی دار در سطح ۵٪ *** معنی دار در سطح ۱۰٪

نتایج محاسبات نشان می‌دهد که ضریب بلندمدت نقدینگی برابر ۴.۱۷- است، به عبارت دیگر یک درصد افزایش (کاهش) در نقدینگی، شاخص بورس را به میزان ۴.۱۷ درصد کاهش (افزایش) می‌دهد. ضریب مرتبط با بحران مالی اخیر نشان از تاثیر ۲.۷۶- آن در بلندمدت دارد.

جدول(۵): برآوردالگوی تصحیح خطا (ECM)

متغیر	ضریب	آماره t
dLM	-۰.۸	*-۲.۷۸
dLP	۱.۸	*۲.۸۳
dLE	-۰.۶	**-۲.۶۴
dLR	۰.۵	*۲.۷۹
dDC	-۰.۴	**-۲.۶۳
dIntercept	۳.۱	*۳.۸۳
ecm(-1)	-۰.۱۹	**-۲.۴۹
R^2 F=۷.۵۳	DW=۱.۸۹	=۰.۵۷

* معنی‌دار در سطح۱٪ ** معنی دار در سطح ۵٪ *** معنی دار در سطح ۱۰٪

برای ارتباط دادن تغییرات و نوسان‌های کوتاه‌مدت با تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا برآورد گردیده است. همان‌گونه که قبلاً بیان شد، در الگوی تصحیح خطا، مقادیر تفاضلی متغیرها به همراه مقادیر با وقفه اجزای اخلال رابطه بلندمدت، که جزء تصحیح خطا نامیده می‌شود، به همراه مقدار تفاضلی متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به ARDL(1,0,0,1,1,1) در جدول (۵) ارائه شده است: ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا شاخص بورس به روند بلندمدت خویش بازگردد. ضریب جمله تصحیح خطا در

Archive of SID

www.SID.ir

این مدل ۰.۱۹ بدست آمده است، یعنی در هر دوره ۱۹ درصد از عدم تعادل، تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس (VDCF) برای متغیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران، دریک افق زمانی پانزده دوره‌ای در جدول (۶) ارائه شده است. باتوجه به نتایج حاصله می‌توان گفت که سهم بی‌ثباتی متغیر شاخص بورس در توجیه نوسانات خود طی کوتاه‌مدت ،۹۰ درصد، در میان‌مدت، ۶۶ درصد و در بلندمدت ،۵۰ درصداست. متغیر نقدینگی طی کوتاه‌مدت ۱.۸۵ درصد، در میان‌مدت ۱.۲۵ درصد و در بلندمدت ۰.۸۴درصد می‌باشد. سهم بی‌ثباتی سایرمتغیرها نیز در توجیه تغییرات شاخص بورس درجدول (۶) ارائه شده است. با مقایسه سهم بی‌ثباتی متغیر مجازی مربوط به بحران اخیر، مشخص می‌گردد که بحران مالی سال ۲۰۰۷ تاثیر ۲.۲ درصدی در کوتاه مدت، ۲.۰۴ در میان مدت و ۱.۶۸ درصدی در بلندمدت بر شاخص بورس برجای می‌گذارد که در بلندمدت به تعادل خواهد رسید.

جدول(۶): نتایج حاصل ازتجزیه واریانس

horizon	LT	LM	LP	LE	LR	DC
۰	۱.۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰۰
۱	۰.۹۵	۰.۰۱۱۹	۰.۰۰۲۹	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۰	۰.۰۱۳۴
۲	۰.۹۴	۰.۰۱۸۱۰	۰.۰۰۵۸	۰.۰۰۳۴	۰.۰۰۲	۰.۰۲۰۶
۳	۰.۹۲	۰.۰۲۱۳۸	۰.۰۰۷۷	۰.۰۰۴۶	۰.۰۱۵	۰.۰۲۴۶
۴	۰.۸۸	۰.۰۲۱۹۲	۰.۰۰۸۱	۰.۰۰۴۵	۰.۰۵۴	۰.۰۲۱۷۰
۵	۰.۸۰	۰.۰۱۹۵۶	۰.۰۰۶۹	۰.۰۰۳۵	۰.۱۴۱	۰.۰۲۷۳
میانگین۵دوره	۰.۹۰	۰.۰۱۸۵۹	۰.۰۰۶۳	۰.۰۰۳۴	۰.۰۴۲	۰.۰۲۲۸
۶	۰.۶۷	۰.۰۱۴۷۶	۰.۰۰۴۷	۰.۰۰۲۱	۰.۲۸۰	۰.۰۲۵۳
۷	۰.۵۲	۰.۰۰۹۲۶	۰.۰۰۲۵	۰.۰۰۱۴	۰.۴۴۳	۰.۰۲۱۴
۸	۰.۳۹	۰.۰۰۴۹۳	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۱۶	۰.۵۸۴	۰.۰۱۷۳
۹	۰.۲۹	۰.۰۰۲۳۳	۰.۰۰۰۹	۰.۰۰۲۲	۰.۶۸۱	۰.۰۱۴۱
۱۰	۰.۲۴	۰.۰۰۱۰۲	۰.۰۰۱۰	۰.۰۰۲۹	۰.۷۳۹	۰.۰۱۲۰
میانگین۱۰دوره	۰.۶۶	۰.۰۱۲۵۳	۰.۰۰۴۲	۰.۰۰۲۷	۰.۲۹۴	۰.۰۲۰۴
۱۱	۰.۲۱	۰.۰۰۰۴۳	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۳۵	۰.۷۷۲	۰.۰۱۰۷
۱۲	۰.۱۹	۰.۰۰۰۱۷	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۳۹	۰.۷۹۰	۰.۰۰۹۹
۱۳	۰.۱۸	۰.۰۰۰۰۷	۰.۰۰۱۶	۰.۰۰۴۲	۰.۸۰۰	۰.۰۰۹۵
۱۴	۰.۱۷	۰.۰۰۰۰۲	۰.۰۰۱۸	۰.۰۰۴۳	۰.۸۰۶	۰.۰۰۹۲
۱۵	۰.۱۷	۰.۰۰۰۰۱	۰.۰۰۱۸	۰.۰۰۴۴	۰.۸۰۹	۰.۰۰۹۱
میانگین۱۵دوره	۰.۵۰	۰.۰۰۸۴۰	۰.۰۰۳۳	۰.۰۰۳۲	۰.۴۶۱	۰.۰۱۶۸

Archive of SID

www.SID.ir

۷- نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس تهران بررسی گردید. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای نقدینگی، نرخ ارز و نرخ سود سپرده‌های بانکی با یک دوره وقفه، رابطه معکوس با شاخص بورس دارند و سطح قیمت‌ها، نرخ ارز با یک دوره وقفه و نرخ سود بانکی در همان دوره، رابطه‌ای مستقیم با شاخص بورس تهران دارند. اما بحران مالی سال ۲۰۰۷ تاثیر منفی بر این رابطه برجای می‌گذارد که با واقعیت موجود هم‌خوانی داشته و لزوم اتخاذ تدابیری برای مقابله با بحران را نشان می‌دهد. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل ۰.۱۹ بدست آمده است، یعنی در هردوره ۱۹ درصد از عدم تعادل، تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز سهم هرکدام از این متغیرها را در توجیه تغیرات شاخص بورس در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مأخذ:

۱. بریگام، گاپنسکی و دی وز. (۲۰۰۲). "مدیریت مالی میانه "، ترجمه دکتر علی پارساییان، تهران، انتشارات ترمه.

۲. رحیمیان، نظام الدین. (۱۳۸۰). "تاملی در شیوه های تامین مالی در واحدهای اقتصادی"، مجله حسابدار، سال شانزدهم، شماره ۱۴۶.

۳. زایر، آیت و شفیعی، سعیده. (۱۳۸۸). "بررسی تاثیر بحران مالی جهانی بر درآمدهای مالیاتی کشور"، فصلنامه تخصصی مالیات، شماره ۴، ص ۱۷۰-۱۳۳.

۴. طبیبیان، سید محمد. (۱۳۸۸). " اثر متقابل سیاست های پولی و بحران های اقتصادی"، مجموعه مقالات بیستمین همایش بانکداری اسلامی، بانک مرکزی ایران، تهران.

۵. قضاوتی، حسین. (۱۳۸۸). "تاثیر بحران مالی بر بانکداری اسلامی"، مجموعه مقالات بیستمین همایش بانکداری اسلامی، بانک مرکزی ایران، تهران.

۶. کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۴). "بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره۲۶، ص ۵۴-۴۱.

۷. نادری، مرتضی. (۱۳۸۲). "توسعه مالی، بحرانهای مالی و رشد اقتصادی"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ۱۵، ص۶۲-۳۷.

8. Barro, R. J., & Lee, J. (1996). "International Measures of Schooling Years a Schooling Quality". American Economic Review,vol, 86.
9. Diamond, D. W. (1984). "Financial Intermediation and Delegated Monitoring". Review of Economic Studies, vol,51.
10. James B. A. (2008). "What are the Mechanisms Linking Financial Development and Economic Growth in Malaysia", Economic Modeling, Volume,25, Issue 1.
11. King, R, G, and Levine, R. (1993). "Financial Intermediation and Economic Development, in Financial Intermediation in the Construction of Europe". Economic Policy Research, Vol,89.
12. Levine,R.(1997). "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", Journal of Economic Literature, vol,35.
13. Levine, R, and Renelt, D. (1992). "A Sensitivity Analysis of Cross- Country Growth Regressions", Amer. Econ. Review., vol,8.

Archive of SID

www.SID.ir

14. Levine, R, and Zervos, S. (1998). "Stock Markets, Banks, and Economic Growth". American Economics Review,vol,88.
15. Levine, R.,LOayze, N. & Beck,T. (2000). "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes". Journal of Monetary Economics, vol,46.
16. Patrick, Hugh. T.(1996). "Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries", Econ. Devel. Cult. Change, vol,14.
17. Ritab S. Al-Khouri (2007). "Financial Sector Development and Sustainable Economic Growth in Regionally Co-Integrated Emerging Markets", Advances in Financial Economics, Volume,12.
18. Schumpeter, J.A.(2000). "Theorie der wirt Schaftlichen Entwicklung The Theory of Economic Development".Leipzig: Dunker & Humblot ;Redvers Opie.Cambridge, vol,32.
19. Suleiman A, and Aamer S. (2007). "Financial Development and Economic Growth: The Egyptian experience", Journal of Policy Modeling, vol,28.

Archive of SID

www.SID.ir