فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۵. شماره‌ی ۱. بهار ۱۳۹۷. صص ۲۶- ۱
Archive of SID

بررسی اثر سیاست پولی و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی‌ها بر حباب قیمت سهام در ایران (۹۳-۱۳۷۰)

عبداله شایان زینیوند [*]، غفران محمدی [**]، عبدالخالق غبیشاوی [***] و فرشته عبدالهی [****]

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۸/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۱۰

چکیده

یکی از عوامل مخرب بازار سرمایه، تشکیل حباب‌های قیمتی انفجاری سهام است؛ لذا نظر به اهمیّت استراتژیک مالی و اقتصادی این بازار، از جمله مقولات نظری مهم در ادبیات اقتصاد و مدیریت مالی مدل‌سازی آماری و اقتصادی در تشخیص و ارزیابی وجود حباب‌های قیمتی در بورس اوراق بهادار است. بر همین اساس، هدف این مقاله، بررسی اثر سیاست پولی و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی بر حباب قیمت سهام در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۳ است؛ بدین منظور برای بررسی میزان اهمیّت هر یک از قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی به تولید ناخالص داخلی، لازم است تغییرات تولید ناخالص داخلی تعیین شود. برای انجام این کار، در این تحقیق از روش خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) با استفاده از داده‌های فصلی ایران استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در کوتاه مدت یک درصد افزایش در نرخ بهره حدود ۱/۳ درصد و یک درصد افزایش حجم نقدینگی واقعی ۳/۵ درصد حباب قیمت سهام را به ترتیب کاهش و افزایش می‌دهد؛ همچنین طبق معادله‌ی تصحیح خطا حباب قیمت سهام، اگر هر گونه عدم تعادل در متغیر حباب قیمت به وجود آید، در هر دوره حدود ۲۷ درصد از آن تعدیل می‌شود.

طبقه بندی *JEL*: G18,G12,C32

واژه‌های کلیدی: *حباب قیمت سهام، خود رگرسیون برداری ساختاری، سیاست پولی، قیمت دارایی‌ها*

[*] استادیار اقتصاد، دانشکده‌ی علوم انسانی، دانشگاه ایلام. ایلام. ایران. (نویسنده‌ی مسئول)، (zeinvand@gmail.com)

[**] کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز. اهواز. ایران.

[***] کارشناس ارشد توسعه‌ی اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان. اهواز. ایران.

[****] کارشناس ارشد توسعه‌ی اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان. اهواز. ایران.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

حباب‌ها پدیده‌های قابل مشاهده‌ی اقتصادی هستند و اقتصاددانان اغلب واژه‌ی حباب را برای یک دارایی زمانی به کار می‌برند که قیمت دارایی در همان مسیری که عوامل بنیادی اقتصادی پیش می‌روند حرکت نمی‌کنند. اغلب حباب‌ها صدمات مهمی بر اقتصاد وارد می‌کنند، شاید ساده‌ترین تأثیر آن‌ها انحراف شدید قیمت‌ها از مسیر اصلی خود باشد (خامنه و همکاران، ۱۳۹۵).

تئوری‌های علمی در مورد حباب‌ها، بر دو عنصر تمرکز دارند. یکی عوامل محیط کلان اقتصادی است که تأثیر زیادی بر قیمت سهام دارد و می‌تواند به تشکیل حباب‌ها کمک کند. از موارد مهم این حیطه، سیاست پولی و نرخ بهره است. دیگری، عوامل خُرد اقتصادی، مانند نقش اطلاعات بر رفتار سهامداران و تأثیر رفتار سهامداران بر تغیرات قیمت‌ها و در نهایت ترکاندن حباب است (شیلر[1]،۱۹۸۹).

سیاست پولی نیز از دو کانال بر شاخص کل قیمت سهام تأثیرگذار است. کانال اول از طریق نرخ‌های بهره است که اثر مستقیم بر تقاضای وام دارد. براساس این کانال، نرخ‌های بهره‌ی بالاتر به معنی هزینه‌ی بالای قرض گرفتن است و از این رو، بنگاه کمتر سرمایه گذاری می‌کند. اگر بنگاه نتواند سرمایه‌گذاری کند، ارزش جاری جریان نقدی آینده‌شان کاهش خواهد یافت و این یک اثر منفی بر شاخص کل قیمت سهام بنگاه دارد. کانال دوم از طریق اعتبارات قابل دسترس است. اگر دولت سیاست پولی انقباضی اجرا کند، اعتبار قابل دسترس کمتری وجود دارد و فعالیت اقتصادی راکد می‌شود. کاهش عرضه‌ی پول نسبت به تقاضای پول منجر به افزایش نرخ‌های بهره خواهد شد که این خود منجر به کاهش شاخص کل قیمت سهام خواهد شد (بیات و همکاران، ۱۳۹۵).

در سال‌های اخیر موج افزایش سریع قیمت دارایی‌ها (سهام، مسکن، ...) در بسیاری ازکشورها به طور همزمان اتفاق افتاده است. با توجه به اهمیّت این موضوع در کشور، تأثیر سیاست پولی بر عملکرد بازار دارایی‌ها، مهم‌ترین نگرانی سیاست‌گذاران را تشکیل می‌دهد و نیاز به سیاست‌گذاری و واکنش مناسب مقامات پولی و مالی ضروری به نظر می‌رسد؛ لذا این تحقیق سعی بر آن خواهد داشت با بررسی اثر سیاست‌های پولی بر دارایی‌ها و اولویت‌بندی آن‌ها جهت‌گیری مناسبی برای سیاست‌گذار پولی مشخص کند، تا از این طریق به سؤالاتی از قبیل تأثیر شاخص‌هایی همچون قیمت سهام، حجم نقدینگی و نرخ بهره بر حباب قیمت سهام پاسخ داده شود.

[1] Shiller

www.SID.ir

Archive of SID

۲- پیشینه‌ی پژوهش

مایو و همکاران[۲] (۲۰۱۶)، به بررسی رابطه‌ی حباب قیمتی بازار سهام و بیکاری بر پایه‌ی روش فلیپس و همکاران[۳] (۲۰۱۲) پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که حباب بزرگ بازار سهام موجب کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش بیکاری می‌شود.

ننجی[۴] (۲۰۱۵)، رابطه‌ی میان شوک نقدینگی و بازار سهام را با استفاده از روش‌های SADF و GSADF مورد بررسی قرار داد. یافته‌های وی نشان می‌دهد شوک نقدینگی منفی موجب بزرگ شدن حباب بازار سهام می‌شود.

بشیری و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای سیاست پولی بهینه‌ی رمزی و نوسانات بازار سهام را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها بیانگر آن است که اول اعمال سیاست پولی بهینه رمزی توسط سیاست‌گذاران پولی در مقایسه با قاعده سیاستی با لحاظ رشد حجم پول تابع زیان بانک مرکزی را کاهش می‌دهد. دوم شوک انتظارات درونی، بیشتر نوسانات بازار سهام و بخش قابل توجهی از تغییرات در مقادیر واقعی را توضیح می‌دهد و منجر به حرکت هم جهت بین قیمت سهام و اقتصاد واقعی می‌شود و توضیح دهنده‌ی معنی‌داری برای وقوع چرخه‌های تجاری در ایران است. به‌منظور بررسی کامل‌تر توابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی در رژیم‌های پولی جایگزین نظیر قاعده تیلور با ضرایب سنتی و بهینه و لزوم مطالعه دخالت سیاست‌گذار پولی در شرایط حباب بازار سهام، مدل‌سازی مناسب براساس شرایط ایران صورت نگرفته است و این حوزه از اقتصاد با وجود اهمیّت خاص آن دارای شکاف است.

اتاینی و همکاران[۵] (۲۰۱۴)، اقلام مورد فروش در بورس کالای لندن برای سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۴ تنها در دو درصد از زمان مطالعه شده، دارای حباب بوده‌اند که این دوره‌ی حباب‌دار بسیار کوتاه و کوچک است.

چانگ و همکاران[۶] (۲۰۱۴)، با استفاده از روش‌های SADF و GSADF به بررسی وجود حباب‌های چندگانه در بازار سهام کشورهای نوظهور (برزیل، چین، هند و آفریقای جنوبی) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۵پرداختند. آن‌ها نشان دادند که در بازارهای مورد نظر حباب‌های چندگانه در سال‌های مورد بررسی وجود داشته است.

مناپ و عمر[۷] (۲۰۱۴)، به بررسی پدیده‌ی حباب در بازار اوراق بهادار کشورهای عربی نفت‌خیز واقع در منطقه‌ی خاورمیانه برای سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۰

---

[2] Miao et al.
[3] Phillips et al.
[4] Nneji
[5] Etienne et al.
[6] Chang, et al.
[7] Manap & Omar

www.SID.ir

Archive of SID

با استفاده از روش فلیپس و یو[8] (۲۰۱۱) و فلیپس و همکاران (۲۰۱۲) پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از وجود حباب در بازار سهام کشورهای مورد بررسی است که با مطالعات یو و حسن[9] (۲۰۱۱) در تضاد است.

عبداله یاواس[10] (۲۰۱۳) در پژوهشی به مطالعه‌ی حباب قیمت دارایی و سیاست پولی در هنگ کنگ با استفاده از آمار ماهیانه دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ با استفاده از روش VAR مورد تخمین قرار گرفته و نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی معناداری بین سیاست‌های پولی کشور هنگ‌کنگ و حباب قیمت دارایی‌ها وجود دارد.

درگر و ولترز[11] (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای بررسی می‌کنند که آیا افزایش نقدینگی در سال‌های اخیر سبب شکل‌گیری حباب قیمت در بازار دارایی شده است. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های نقدینگی کشور آلمان در دوره‌ی ۲۰۰۷- ۱۹۸۵، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود؛ در حالی که این اثر بر قیمت سهام ضعیف است؛ بنابراین افزایش نقدینگی منجر به شکل‌گیری حباب قیمت در بازار دارایی‌ها به‌ویژه مسکن شده است و از این رو شمول قیمت دارایی‌ها در قاعده‌ی سیاست پولی، می‌تواند اثرات منفی بر اقتصاد حقیقی را در آینده محدود کند.

خامنه و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهش خود به بررسی آزمون وجود رفتار انفجاری و شناسایی دوره‌های حبابی محتمل در بازار سهام ایران در دوره دی ماه ۱۳۸۷ تا شهریور ۱۳۹۳ پرداختند. در دوره‌هایی که چندین حباب قیمتی رخ می‌دهد فرآیندی که سری زمانی مورد بررسی از آن پیروی می‌کند از یک فرآیند گام تصادفی به فرآیندی انفجاری تبدیل می‌شود. در این حالت اغلب آزمون‌های سنتی قدرت تشخیص مناسبی نخواهند داشت؛ زیرا لازم است که آزمون توانایی تشخیص تغییر فرآیند سری زمانی از I(۰) به I(۱) هنگام وقوع حباب و از I(۱) به I(۰) در زمان رکود را داشته باشد. به این دلیل در این پژوهش از روش GSADF و SADF که مبتنی بر آزمون ریشه‌ی واحد ADF بوده و اخیراً توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) معرفی گردیده، بهره گرفته شده است. بر اساس نتایج بدست آمده در ۶۹ ماه مورد بررسی ۱۵ ماه، از جمله تیرماه ۱۳۹۲ تا دی ماه ۱۳۹۲ بازار سهام با پدیده حباب مواجه بوده است.

عباسیان و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهش خود براساس کار اولیهٔ اشلایفر و ویشنی (۱۹۹۷) و با فرض آربیتراژکنندگان عقلایی نزدیک‌بین این سؤال مطرح می‌شود که آیا وجود حباب عقلایی می‌تواند ناشی از فعالیت و واکنش معامله‌گران

[8] Phillips & Yu
[9] Jung-Suk Yu and Hassan
[10] Abdullah Yavas
[11] Christian & Wolters

www.SID.ir

Archive of SID

اختلال‌زا به اطلاعات اختلالی باشد. بدین منظور، با استفاده از آمارهای بورس اوراق بهادار تهران، طی بازه‌ی فروردین سال ۱۳۸۳ تا پایان خرداد سال ۱۳۹۴ش، یک مدل اتورگرسیو ترکیبی لوجستیک از پویایی‌های قیمت سهام در قالب یک سیستم دو رژیمی در نظر گرفته شده به گونه‌ای که فرآیند حباب قیمت‌گذاری در یک رژیم ایجاد می‌شود؛ اما در رژیم دیگر نوعی هم‌انباشتگی خطی بین قیمت و سود سهام برقرار است. برطبق نتایج تجربی، احتمال تغییر رژیم به تورم برون‌زا و وقفه‌ی قیمت سهام بستگی دارد. این نشان می‌دهد که قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات اختلالی در بازار آسیب‌پذیر هستند.

جعفری صمیمی و بالونژاد نوری (۱۳۹۴)، به آزمون وجود حباب‌های چندگانه‌ی قیمت در بازار سهام تهران است. برای این منظور، از داده‌های ماهانه شاخص قیمت کل و قیمت سود برای دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۹ استفاده شده است. در این پژوهش، روش سوپریمم عمومی دیکی- فولر تعمیم یافته به کار گرفته شد. با استفاده از این روش، علاوه بر آزمون وجود حباب‌های چندگانه، امکان تعیین دوره‌های ایجاد و فروپاشی آن‌ها نیز وجود دارد. نتایج پژوهش نشان داد که در دوره‌ی مورد بررسی، فرضیه‌ی وجود حباب قیمتی در بازار سهام تأیید می‌شود.

عباسیان و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای اثر سیاست پولی در پیدایش حباب قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرده‌اند. به‌منظور بررسی رابطه‌ی بین سیاست پولی و قیمت‌های سهام، مکانیزم انتقال براساس مدل خطی شده‌ی انتظارات عقلایی با فرض رفتار پیش‌نگر در قیمت سهام در چارچوب مکتب کینزی جدید درنظر گرفته شده است. بررسی‌های تجربی این موضوع با استفاده از روش متغیرهای ابزاری GMM و به کارگیری داده‌های آماری در بازه‌ی زمانی فروردین ۱۳۷۹ تا اسفند ۱۳۸۸، نشان می‌دهند که نرخ بهره‌ی حقیقی اثر منفی و تولید اثر مثبت امّا ضعیف بر بازدهی حقیقی سهام دارند. همچنین بازدهی‌های دوره‌های گذشته، بازخوردی مثبت بر قیمت‌های جاری سهام دارند که این امر دلالت بر وجود رفتارهای سفته‌بازی و انحراف قیمت‌ها از ارزش ذاتی خود دارد.

۳- حباب قیمتی

مفهوم حباب از اوایل قرن ۱۷وارد ادبیات اقتصاد شده است. از آن زمان تاکنون نمونه‌های متعددی به عنوان دوران حباب قیمتی یاد شده است. در دوره‌ی ۱۹۹۰-۱۹۸۵دارایی‌های ژاپن و همچنین در سال ۱۹۹۸ - ۲۰۰۰ بازار اینترنت

www.SID.ir

Archive of SID

آمریکا دچار حباب شده بودند که دومی به جنون دات کام[۱۲] معروف است (چان،۱۹۹۳).

حباب قیمتی، وقتی رخ می‌دهد که قیمت معاملات جاری سهام از ارزش واقعی خود جدا می‌شود، این وضعیت یا از طریق واکنش بازار از بین می‌رود یا تشدید می‌شود؛ بنابراین حباب واقعی از حالت تشدید شونده‌ی افزایش قیمت سهام ناشی می‌شود. در حالت وجود نوسان قیمتی، کاهش و افزایش قیمت دارای نوسانات تکرار شونده است؛ امّا در حالت وجود حباب، افزایش قیمت سهام همچنان ادامه می‌یابد تا به نقطه‌ای بحرانی برسد، در این نقطه، آغاز توقف معاملات سهام شروع شده و در عمل گفته می‌شود حباب قیمتی در حال ترکیدن است (گاربر،۲۰۰۰). بنابراین می‌توان گفت حباب‌های قیمتی سهام از دیگر شوک‌های اقتصادی کلان متفاوت هستند؛ زیرا نادر هستند و آثار ماندگاری دارند. به هر حال کشف حباب به علت غیر قابل مشاهده بودن ارزش‌های بنیادی و ذاتی بازار آن دارایی مشکل است (لوین و زاجاک[۱۳]،۲۰۰۱).

حباب قیمتی و سیاست پولی

با توجه به آسیب قابل توجهی که حباب‌های قیمتی می‌تواند در اقتصاد واقعی ایجاد کند، یک سؤال مهم برای بانک‌های مرکزی ایجاد می‌شود و آن این است که آیا آن‌ها باید به تغییرات بیش از حد قیمت‌های دارایی واکنش نشان دهند یا خیر. در یک طرف این بحث، برخی از اقتصاددانان (مانندبرانانک و گتلر[۱۴]، ۲۰۰۰) استدلال می‌کنند که بانک‌های مرکزی نباید پاسخی به تغییر قیمت‌های دارایی دهند؛ مگر اینکه این قیمت‌ها بر انتظارات تورمی تأثیر بگذارد. گالی[۱۵] (۲۰۱۳) فراتر می‌رود و استدلال می‌کند که هر گونه افزایش نرخ بهره (واقعی) که توسط بانک مرکزی انجام شده باشد، حباب قیمتی نه تنها کاهش نمی‌دهد؛ بلکه سبب افزایش آن نیز می‌شود. با توجه به نظر این محققان، بانک‌های مرکزی باید پس از انفجار حباب به منظور کاهش آسیب اقتصادی و مالی ناشی از آن، دخالت کند. در طرف دیگر این استدلال، برخی از اقتصاددانان (مانند اسچتی و همکاران[۱۶]، ۲۰۰۰) بیان می‌کنند که بانک مرکزی می‌تواند عملکرد

[12] Dot -Com Mania
[13] Levin & Zajac
[14] Bernanke and Gertler
[15] Gali
[16] Cecchetti et al

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصاد کلان را با پاسخ به تغییرات بیش از حد قیمت دارایی بهبود بخشد. (یواس[17]، ۲۰۱۳)

بنابراین سؤالی که پیش می‌آید این است که آیا بانک مرکزی هنگام انفجار حباب قیمتی می‌بایست دخالت کند یا خیر و در صورت مثبت بودن پاسخ، این دخالت چه موقع باید اتفاق بیفتد. بانک مرکزی جهت دخالت در حباب قیمتی با دو چالش عمده مواجه است: اول اینکه تشخیص وجود حباب بسیار دشوار است؛ زیرا محاسبه‌ی ارزش ذاتی دارایی‌ها به آسانی صورت نمی‌پذیرد؛ همچنین تشخیص اینکه چه مقدار انحراف از ارزش ذاتی یک دارایی ایجاد حباب می‌کند نیز به عنوان چالشی پیش روی بانک مرکزی است. با این حال عدم اطمینان در حباب قیمتی نباید به بهانه‌ای برای بانک مرکزی جهت عدم دخالت باشد. از سوی دیگر نااطمینانی در ارزیابی رویدادها و اتفاقات در سیاست پولی نیز وجود دارد، به این معنا که عدم اطمینان در مورد شاخص‌های پیشروی اقتصادی جهت تصمیم‌گیری سیاست‌های پولی بسیار زیاد است؛ بنابراین عکس‌العمل نشان دادن نسبت به داده‌های کلان گذشته استراتژی مناسبی برای بانک مرکزی نیست؛ بلکه می‌بایست به فعالیت‌های اقتصادی فعلی و آتی دقت و توجه کافی داشته باشد.

اعمال سیاست‌های پولی مناسب نیازمند وجود ابزارهای مکفی است که در سیستم پولی ایران به لحاظ ملاحظات شرعی با محدودیت‌هایی روبرو است. ازاین رو، ضروری است که مطالعات لازم برای طراحی ابزارها و مکانیسم‌های کافی برای مدیریت عرضه‌ی پول صورت پذیرد تا بانک مرکزی عملاً امکان مدیریت فعال بازار پول و به تبع آن دیگر بازارهای دارایی را داشته باشد. سیاست‌های پولی مناسب می‌تواند زمینه‌ساز کنترل پایدار تورم، ثبات در بازار اعتبار و به صورت غیر مستقیم کنترل بازارهای ارز، طلا و مسکن شود. ازاین رو، بانک مرکزی در صورت دسترسی به ابزارهای لازم می‌تواند از بسیاری از شوک‌های پولی، مالی و اقتصادی جلوگیری کند. از سوی دیگر، با توجه به اینکه تأمین مالی در ایران عمدتاً توسط بانک‌ها انجام می‌شود؛ هرگونه بی‌ثباتی در سیستم بانکی، کل اقتصاد را با نوسانات فزآینده روبرو می‌کند. کاهش در قیمت (واقعی) دارایی‌های مالی، انباشته شدن مطالبات غیرجاری و نکول وام‌گیرندگان بی‌ثباتی در بازار ارز، رعایت نکردن استانداردهای کفایت سرمایه، سرمایه‌گذاری‌های خطرناک و... می‌توانند موجب وقوع بحران در نظام بانکی شود.

بانک مرکزی می‌بایست با فراهم کردن چهارچوب‌های مقرراتی مناسب، احتمال وقوع بحران‌های بانکی را به حداقل برساند. بیان این نکته ضروری است که ثبات کم یا بی‌ثباتی بانک‌ها، کاهش شدید عرضه‌ی منابع مالی تأمین کننده‌ی

[17] Yavas

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه و وام‌های بانکی را در پی داشته و موجب وارد آمدن فشار بر بنگاه‌ها و خانوارها برای تعدیل ترازهای مالی آن‌ها می‌شود و در نتیجه، با بی‌اعتمادی سپردهگذاران و کاهش سپرده‌ها، تولید و درنتیجه درآمد و ثروت ملی کاهش می‌یابد. (شایگانی و عبدالهی،۱۳۹۰) ازاین رو، ضرورت دارد بانک‌ها و مؤسسات بانکی به گونه‌ای هدایت شوند که با ریسک‌های فزاینده روبرو نشده و ثبات و اطمینان موجود در نظام بانکی و به تبع آن نظام اقتصادی را مخدوش نکنند.

در سال‌های اخیر موج افزایش سریع قیمت دارایی‌ها (مسکن، سهام، سکه بهار آزادی، ...) در بسیاری از کشورها به طور هم‌زمان اتفاق افتاده است. با توجه به اهمیّت این موضوع در کشور، تأثیر سیاست پولی بر عملکرد بازار دارایی‌ها، مهمترین نگرانی سیاست‌گذاران را تشکیل می‌دهد و نیاز به سیاست‌گذاری و واکنش مناسب مقامات پولی و مالی ضروری به نظر می‌رسد.

۴- تصریح مدل

در این تحقیق برای بررسی اثرات سیاست پولی و سایر متغیرها بر حباب قیمت سهام به داده‌های آماری سری زمانی تولید ناخالص داخلی، شاخص تولید ضمنی، نرخ بهره کوتاه مدت،حجم واقعی نقدینگی، نرخ ارز، شاخص قیمت سهام، قیمت مسکن و قیمت سکه طلای بهار آزادی نیاز است؛ بنابراین الگوی مورد بررسی به شرح زیر تصریح می‌شود:

$$HOB = f(GDP, PF, r.RM_2, Exr, sp, hp, gp) \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی (۱):HOB : حباب قیمت سهام (اختلاف بین قیمت واقعی سهام و مقدار پیش‌بینی)، GDP: تولید ناخالص داخلی، PF: شاخص تولید ضمنی،r : نرخ بهره‌ی کوتاه مدت، RM_2: حجم حقیقی نقدینگی، Exr: قیمت دارایی‌ها، یعنی نرخ ارز، sp: شاخص قیمت سهام، hp : قیمت مسکن، gp: قیمت سکه‌ی طلای بهار آزادی. آمار و اطلاعات مورد نیاز این پژوهش از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی استخراج شده‌اند.

همچنین برای محاسبه نرخ ارز به صورت رابطه (۲) صورت می‌گیرد:

$$Exr = Exn \times \frac{p^*}{p} \qquad (۲)$$

که در آن Exr نرخ ارز واقعی، Exn نرخ ارز اسمی، $p*$ سطح قیمت خارجی و p سطح قیمت داخلی است.

جهت محاسبه‌ی شاخص تولید ضمنی از نسبت تولید ناخالص داخلی اسمی (به ارزش جاری) بر تولید ناخالص داخلی واقعی (به ارزش ثابت) استفاده شده است (سرزعیم، ۱۳۹۵).

www.SID.ir

Archive of SID

$$GDP\ deflator = \frac{Nominal\ GDP}{R\ eal\ GDP} \times 100 \qquad (۳)$$

همچنین حباب قیمت دارائی‌ها را نیز به عنوان یک تفاوت مثبت بین قیمت‌های واقعی و قیمت‌های ذاتی در نظر گرفته شده است (گیلز و لروی[۱۸]، ۱۹۹۲). ارزش فعلی جریانات نقدی که سهام یک شرکت در آینده برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند، تعیین‌کننده‌ی ارزش ذاتی سهم است. به این ترتیب سهامداران ارزش ذاتی سهام را با توجه به نرخ رشد آینده شرکت مشخص می‌کنند.

در این پژوهش پیش‌بینی با نرم متلب با استفاده از مدل پرسپترون چندلایه از شبکه‌های عصبی مصنوعی محاسبه شده است. طراحی مدل شبکه‌ی عصبی به‌صورت: ۵ نرون در لایه‌ی ورودی، ۶ نرون در لایه‌ی پنهان و یک نرون در لایه‌ی خروجی انجام شد. با تغییر دادن توابع و تعداد نرون‌های لایه‌ی پنهان، سعی شد شبکه‌ای که دارای کمترین میانگین خطا بود انتخاب شود. این شبکه‌های عصبی چندلایه پرسپترون را با الگوریتم پس انتشار خطا آموزش دادیم. با استفاده از مدل برآوردی رگرسیونی و شبکه عصبی، داده‌های آزمایش مورد بررسی قرار گرفت.

معیارهای MAE RMSE, U-Thiel نشان از برتری نسبی روش شبکه‌ی عصبی دارد؛ امّا معیار MSE به دلیل افزایش جمله خطا در روش رگرسیون خطی کمتر بود و از نظر اختلاف کم بین داده‌های واقعی و پیش‌بینی شده رگرسیون خطی دارای برتری بود. درکل، شبکه‌ی عصبی در برآوردن قیمت پیش‌بینی شده از کارائی بالاتری برخوردارند. آمار و اطلاعات مربوط به نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت نیز از سایت بانک مرکزی ایران استخراج کردیده است

۵- روش پژوهش

در صورتی که قیمت سهام وظایف خود را به‌طور صحیح انجام می‌دهد که دچار انحرافات متعدد نشود، قیمت سهام به عنوان اساسی‌ترین متغیر بخش سرمایه وظایف تخصیص منابع اقتصادی، اطلاع‌رسانی و ارائه‌ی علامت‌های لازم به سرمایه‌گذاران را بر عهده دارد. شناسایی عوامل مؤثر بر شکل‌گیری حباب قیمت از اهمیّت زیادی برخوردار است. وقتی شوک در بازار سرمایه اتفاق می‌افتد، حباب قیمت سهام شکل می‌گیرد و سرانجام فرو می‌پاشد. جهت درک اینکه چه عوامل و به چه اندازه در تشکیل این حباب نقش داشته‌اند در این پژوهش چهار دوره‌ی تشکیل حباب قیمت سهام دوره‌ی اول (۱۳۹۳-۱۳۸۸)، دوره‌ی دوم (۱۳۸۷-۱۳۸۲)، دوره‌ی سوم (۱۳۸۱-۱۳۷۶) و همچنین دوره‌ی چهارم (۱۳۷۵-۱۳۷۰) مورد بررسی قرار گرفته است.

[18] Gilles & Leroy

www.SID.ir

Archive of SID

۵-۱- آزمون‌های ریشه‌ی واحد

نتایج آزمون‌های مربوط به ریشه‌ی واحد فصلی با استفاده از رهیافت KPSS [19] و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) نشان می‌دهد که کلیه متغیرها در سطح نامانا، ولی با تفاضل مرتبه‌ی اول خود مانا هستند. وقفه‌ی بهینه در مدل با استفاده از معیار اطلاعاتی شوارتز و حنان کوئین برابر ۴ در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که در آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و (KPSS) اگر با وجود عرض از مبدأ و روند، متغیری مانا تشخیص داده شود، دیگر نیازی به آزمون دیگر مراحل نیست و متغیر یا متغیرهای مذکور مانا هستند (اندرس[20]، ۲۰۰۴). نتایج آزمون ریشه واحد در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱: بررسی مانایی هر یک از سری‌های زمانی در سطح و تفاضل مرتبه اول با استفاده از آزمون‌های ADF و KPSS

سری‌های زمانی در سطح	مقدار آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مدل با وجود عرض از مبدأ، روند و وقفه بهینه	مانایی یا نامانایی	مرتبه انباشتگی
Lr	-۰/۵۶۸۸	-۴/۰۷۲۴	(c,t,0)	نا مانا	I(1)
ΔLr	-۹/۲۲۴۷	-۳/۴۶۵۵	(c,t,0)	مانا	I(0)
LPF	-۱/۵۹۳۵	-۲/۸۹۶۷	(c,0 ,1)	نا مانا	I(1)
ΔLPF	-۱۱/۱۷۰۷	-۲/۸۹۷۲	(c,0,0)	مانا	I(0)
$LGDP$	-۰/۰۹۴۸	-۲/۸۹۶۷	(c,0,0)	نا مانا	I(1)
$\Delta LGDP$	-۱۰/۲۸۸۷	-۲/۸۹۷۲	(c,t,0)	مانا	I(0)
$LRM2$	-۱/۱۷۲۵	-۳/۴۶۴۸	(c,0,0)	نا مانا	I(1)
$LRM2$	۱۰/۹۷۵۰	-۳/۴۶۵۵	(c,t,0)	مانا	I(0)
$LExr$	-۰/۹۳۴۵	-۲/۸۹۶۷	(c,0 ,0)	نا مانا	I(1)
$\Delta LExr$	-۹/۳۸۲۳	-۲/۸۹۷۲	(c,0,0)	مانا	I(0)
Lsp	-۲/۳۸۱۶	-۳/۴۶۴۸	(c,t,0)	نا مانا	I(1)
ΔLsp	-۹/۶۵۰۷	-۲/۸۹۷۲	(c,0,0)	مانا	I(0)
Lhp	-۱/۵۴۹۳	-۳/۴۶۴۸	(c,t,0)	نا مانا	I(1)
ΔLhp	-۹/۸۳۱۷	-۲/۸۹۷۲	(c,0,0)	مانا	I(0)
Lgp	-۱/۵۶۴۶	-۳/۴۶۴۸	(c,t,0)	نا مانا	I(1)
ΔLgp	-۹/۳۹۱۹	-۲/۸۹۷۲	(c,t,0)	مانا	I(0)
$LHOB$	-۲/۲۷۳۱	-۳/۴۶۴۸	(c,t,0)	نا مانا	I(1)
$\Delta LHOB$	۹-/۲۸۷۵	-۲/۸۹۷۲	(c,t,0)	مانا	I(0)
سری‌های زمانی در سطح	مقدار آماره KPSS	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مدل با وجود عرض از مبدأ، روند و وقفه بهینه	مانایی یا عدم مانایی	مرتبه انباشتگی
ΔLr	۰/۱۴۸	۰/۱۴۶	(c,t,0)	مانا	I(0)
ΔLPF	۰/۳۹۹	۰/۴۶۳	(c,0,0)	مانا	I(0)
$\Delta LGDP$	۰/۳۹۶	۰/۴۶۳	(c,t,0)	مانا	I(0)
$LRM2$	۰/۲۲۴۷	۰/۱۴۶	(c,t,0)	مانا	I(0)
$\Delta LExr$	۰/۱۶۴۴	۰/۱۴۶	(c,t,0)	مانا	I(0)
ΔLsp	۰/۳۱۳۸	۰/۱۴۶	(c,t,0)	مانا	I(0)

[19] Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin Test Statistic
[20] Enders

www.SID.ir

Archive of SID

$\Delta\, Lhp$	۰/۳۱۷۴	۰/۱۴۶	(c,t,0)	مانا	I(0)
$\Delta\, Lgp$	۰/۳۱۳۹	۰/۱۴۶	(c,t,0)	مانا	I(0)
$\Delta\, LHOB$	۰/۳۱۰۳	۰/۱۴۶	(c,t,0)	مانا	I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و (KPSS) همه‌ی متغیرها در سطح نامانا و با یک تفاضل‌گیری مانا هستند (جدول (۱)). پس از بررسی ایستایی متغیرها بایستی وقفه بهینه تعیین شود که در این خصوص از معیارهای حنان کوئین (HQ) شوارتز بیزین (SBC)، آکائیک (AIC) می‌توان استفاده کرد. نتایج نشان داد که بر اساس این معیاره، وقفه‌ی ۲ به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب می‌شود.

۵-۲- انتخاب مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)

در این پژوهش برای بررسی آثار متغیرهای کلان بر حباب قیمت بازار سهام از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود.

مدل‌های VAR اولیه تجزیه چولسکی برای به دست آوردن توابع واکنش آنی به‌کار می‌رود. تجزیه چولسکی بر یک ترتیب علی دلالت می‌کند در صورتی که محقق بخواهد آثار بیش از یک شوک مثلاً (شوک پولی) را بررسی کند؛ ممکن است غیرقابل قبول باشد (البورن، ۲۰۰۸).

مزیت عمده‌ی مدل‌های SVAR نسبت به VAR اولیه این است که بر خلاف الگوی VAR غیر مقید که در آن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای خود رگرسیون برداری ساختاری به طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه مدت یا بلندمدت باشند. پس از اعمال محدودیت‌ها شناسایی شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند. این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه‌ی واریانس به‌منظور ارزیابی آثار پویا بر روی متغیرهای مختلف به‌کار گرفته شوند.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد نشان داد که تمام متغیرهای مدل در سطح معناداری پنج درصد دارای ریشه‌ی واحد، امّا در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. بعد از اینکه مشخص شد که همه‌ی متغیرها مانا از درجه‌ی یک هستند، سه مدل خود رگرسیونی ساختاری برآورد خواهد شد. فرم تعدیل یافته VAR به صورت زیر است.

$$X_t = C + D(L)X_{t-1} + U_t \qquad (۴)$$

$$X_t = (Lr, LPF, LGDP, LRM2, LExr, Lsp, Lhp, Lgp, LHOB) \qquad (۵)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن: Lr لگاریتم نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، LPF لگاریتم شاخص تولید ضمنی، $LGDP$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، $LRM2$ لگاریتم حجم حقیقی نقدینگی، $LExr$ لگاریتم قیمت دارایی‌ها یعنی نرخ ارز ،Lsp لگاریتم شاخص قیمت سهام، Lhp لگاریتم قیمت مسکن، Lgp لگاریتم قیمت سکه‌ی طلای بهار آزادی و $LHOB$ لگاریتم حباب قیمت سهام است. C بردار مقدار ثابت و D (L) ماتریس ضرایب چند جمله‌ای وقفه خود توضیح و بردار.

$$U_t = (U_t{}^{Lr}, U_t{}^{LPF}, U_t{}^{LGDP}, U_t{}^{LRM2}, U_t{}^{LExr}, U_t{}^{Lsp}, U_t{}^{lhp}, U_t{}^{Lgp}, U_t{}^{LHOB}) \qquad (۶)$$

اجزاء اخلال فرم تعدیل یافته است. با توجه به موارد فوق مدل خود رگرسیون برداری ساختاری SVAR به شرح ذیل است.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t{}^{Lr} \\ \varepsilon_t{}^{LPF} \\ \varepsilon_t{}^{LGDP} \\ \varepsilon_t{}^{LRM2} \\ \varepsilon_t{}^{LExr} \\ \varepsilon_t{}^{Lsp} \\ \varepsilon_t{}^{Lhp} \\ \varepsilon_t{}^{Lgp} \\ \varepsilon_t{}^{LHOB} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{12} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{54} & b_{64} & b_{65} & b_{66} & 0 & 0 & 0 \\ b_{71} & b_{72} & b_{73} & b_{74} & b_{75} & b_{76} & b_{77} & 0 & 0 \\ b_{81} & b_{82} & b_{83} & b_{84} & b_{85} & b_{86} & b_{87} & b_{88} & 0 \\ b_{91} & b_{92} & b_{93} & b_{94} & b_{95} & b_{96} & b_{97} & b_{98} & b_{99} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_t{}^{Lr} \\ U_t{}^{LPF} \\ U_t{}^{LGDP} \\ U_t{}^{LRM2} \\ U_t{}^{LExr} \\ U_t{}^{Lsp} \\ U_t{}^{lhp} \\ U_t{}^{Lgp} \\ U_t{}^{LHOP} \end{bmatrix}$$

بردار $[\varepsilon_t{}^{Lr}, \varepsilon_t{}^{LPF}, \varepsilon_t{}^{LGDP}, \varepsilon_t{}^{LRM2}, \varepsilon_t{}^{LExr}, \varepsilon_t{}^{Lsp}, \varepsilon_t{}^{Lhp}, \varepsilon_t{}^{Lgp}, \varepsilon_t{}^{Lhob}]=$ $\varepsilon_t{}'$ شامل جملات اخلال ساختاری است که در آن ، $\varepsilon_t{}^{Lr}$ شوک مربوط به نرخ بهره کوتاه‌مدت $\varepsilon_t{}^{LPF}$ شوک مربوط به شاخص تولید ضمنی $\varepsilon_t{}^{LGDP}$ شوک مربوط به تولید ناخالص داخلی، $\varepsilon_t{}^{LRM2}$ شوک مربوط به حجم نقدینگی، $\varepsilon_t{}^{LExr}$ شوک مربوط به نرخ ارز، $\varepsilon_t{}^{Lsp}$ شوک مربوط به قیمت سهام، $\varepsilon_t{}^{Lhp}$ شوک مربوط به قیمت مسکن، $\varepsilon_t{}^{Lgp}$ شوک مربوط به قیمت سکه‌ی تمام بهار آزادی و $\varepsilon_t{}^{LHOB}$ شوک مربوط به حباب قیمت سهام است.

۵-۳- شناسایی و اعمال قیود[۲۱]

در سطر اول فرض می‌شود که نرخ بهره، فقط به شوک‌های ساختاری عکس‌العمل نشان می‌دهد. این فرض بدین جهت در نظر گرفته شده است که در ایران نرخ بهره توسط مقامات پولی تثبیت می‌شود.

$$\varepsilon_t{}^{Lr} = b_{11} \times U_t{}^{Lr} \qquad (۷)$$

[۲۱] جهت مطالعه بیشتر در این خصوص به مقاله پروین و همکاران (۱۳۹۱، ص۳۰) مراجعه کنید.

www.SID.ir

Archive of SID

در سطر دوم فرض می‌شود که شاخص تولید ضمنی به شوک‌های ساختاری عکس‌العمل نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_t^{LPF} = b_{22} \times U_t^{LPF} \quad (۸)$$

در سطر سوم فرض می‌شود که تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت تحت تأثیر شوک‌های نرخ بهره و شوک‌های مربوط به خود این متغیر قرار می‌گیرد. این رابطه به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\varepsilon_t^{LGDP} = b_{31} \times U_t^{Lr} + b_{33} \times U_t^{LGDP} \quad (۹)$$

در سطر چهارم فرض شده است که حجم نقدینگی پول در کوتاه مدت به شوک‌های نرخ بهره و تولید ملی بر اساس نظریه کینز و تغییرات حجم نقدینگی پول عکس‌العمل نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_t^{LRM2} = b_{41} \times U_t^{Lr} + b_{43} \times U_t^{LGDP} + b_{44} \times U_t^{LRM2} \quad (۱۰)$$

در سطر پنجم فرض می‌شود که نرخ ارز در کوتاه مدت به شوک‌های نرخ بهره، حجم نقدینگی پول و نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_t^{LExr} = b_{51} \times U_t^{Lr} + b_{54} \times U_t^{LRM2} + b_{55} \times U_t^{LExr} \quad (۱۱)$$

در سطر ششم فرض شده است که شاخص قیمت سهام به شوک‌های نرخ بهره کوتاه مدت، حجم نقدینگی پول و نرخ ارز عکس‌العمل نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_t^{Lsp} = b_{61} \times U_t^{Lr} + b_{64} \times U_t^{LRM2} + b_{66} \times U_t^{Lsp} \quad (۱۲)$$

در سطر هفتم فرض می‌شود که قیمت مسکن به نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی پول، نرخ ارز، قیمت مسکن واکنش نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_t^{Lhp} = b_{71} \times U_t^{Lr} + b_{73} \times U_t^{LGDP} + b_{74} \times U_t^{LRM2} + b_{76} \times U_t^{LExr} + b_{77} \times U_t^{Lhp} \quad (۱۳)$$

در سطر هشتم فرض می‌شود که قیمت سکه‌ی بهار آزادی به شوک‌های نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، تولید ناخالص داخلی، حجم نقدینگی پول، نرخ ارز و قیمت سکه بها آزادی عکس‌العمل نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\varepsilon_t{}^{Lhp} = b_{81} \times U_t{}^{Lr} + b_{83} \times U_t{}^{LGDP} + b_{84} \times U_t{}^{LRM2} + b_{86} \times U_t{}^{LExr} + b_{88} \times U_t{}^{Lhp} \quad (۱۴)$$

در سطر نهم فرض شده است که حباب قیمت به شوک‌های همه‌ی متغیرهای موجود در مدل واکنش نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_t{}^{Lhp} = b_{91} \times U_t{}^{Lr} + b_{92} \times U_t{}^{LPF} + b_{93} \times U_t{}^{LGDP} + b_{94} \times U_t{}^{LRM2} + b_{94} \times U_t{}^{LExr} + b_{96} \times U_t{}^{Lsp} + b_{97} \times U_t{}^{Lhp} + b_{98} \times U_t{}^{Lgp} + b_{99} \times U_t{}^{LHOB} \quad (۱۵)$$

۵-۴- برآورد مدل SVAR و تحلیل نتایج

آنچه در مباحث تخمین الگوهای خود توضیح برداری حائز اهمیت است، روابط بین متغیرها و نحوه‌ی اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر است؛ لذا آزمون معنی‌دار بودن پارامترها از اهمیت کمتری برخوردار است.

موضوعی که بایستی به بررسی آن پرداخته شود، تحقق شرایط باثباتی الگوست؛ بنابراین شرط لازم و کافی برای آن‌که یک الگوی خود توضیح برداری باثبات باشد، آن است که ریشه‌های مشخصه‌ی ضرایب متغیرها خارج از دایره‌ی واحد باشد؛ همچنین شرط لازم برای اینکه بتوان از روش OLS در تخمین معادلات مدل VAR استفاده کرد، عدم همبستگی جملات اخلال است. نتایج نشان داد تخمین مدل با وقفه‌ی ۲ هر دو شرط فوق را محقق خواهد کرد. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت یک درصد افزایش در نرخ بهره‌ی حدود ۳/۱ درصد حباب قیمت سهام را کاهش می‌دهد؛ همچنین یک درصد افزایش حجم نقدینگی واقعی ۵/۳ درصد افزایش می‌دهد، یک درصد افزایش شاخص قیمت سهام ۲۷ درصد حباب قیمت سهام را افزایش می‌دهد. حباب قیمتی وقتی رخ می‌دهد که قیمت معاملات جاری سهام از ارزش واقعی خود جدا می‌شود، این وضعیت یا از طریق واکنش‌بازار از بین می‌رود یا تشدید می‌شود؛ بنابراین حباب واقعی از حالت تشدید شونده‌ی افزایش قیمت سهام ناشی می‌شود (جدول ۲).

جدول ۲: نتایج مدل خود رگرسیون برداری ساختاری SVAR

Estimated A matrix:								
۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
-۰/۰۹۷	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
-۰/۰۰۶	۰/۲۲۷	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
-۰/۰۹۳	۰/۰۶۵	۰/۱۴۸	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
-۰/۱۹۹	۰/۰۰۴	-۰/۰۲۶	۰/۲۵۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
-۰/۰۹۳	۰/۰۳۴	۰/۰۸۵	۰/۱۶۶	۰/۱۳۴	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
-۰/۰۶۵	۰/۰۰۸	-۰/۰۵۹	۰/۱۹۸	۰/۰۱۸	-۰/۰۸۲	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
-۰/۰۸۵	۰/۲۴۷	-۰/۰۱۰	۰/۱۶۳	۰/۱۴۱	-۰/۰۲۵	۰/۰۳۲	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰

www.SID.ir

Archive of SID

-۰/۰۳۲	-۰/۰۰۶	-۰/۰۶۰	۰/۰۵۳	-۰/۰۷۸	۰/۲۷۱	-۰/۰۸۰	-۰/۰۸۸	۱/۰۰۰
Estimated B matrix:								
۰/۱۴۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۶۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۶۳	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۷۰

مأخذ: یافته های تحقیق

سپس در مرحله‌ی بعد امکان وجود بردارهای هم جمعی بلندمدت آزمون گردید. برای این منظور از روش هم جمعی جوهانسن جوسیلیوس استفاده شد. نتایج حاصل از تعیین بردارهای هم جمعی بر اساس آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر به‌دست آمد. بر اساس آزمون اثر ۲ بردار هم جمعی مورد تأیید قرار گرفت.

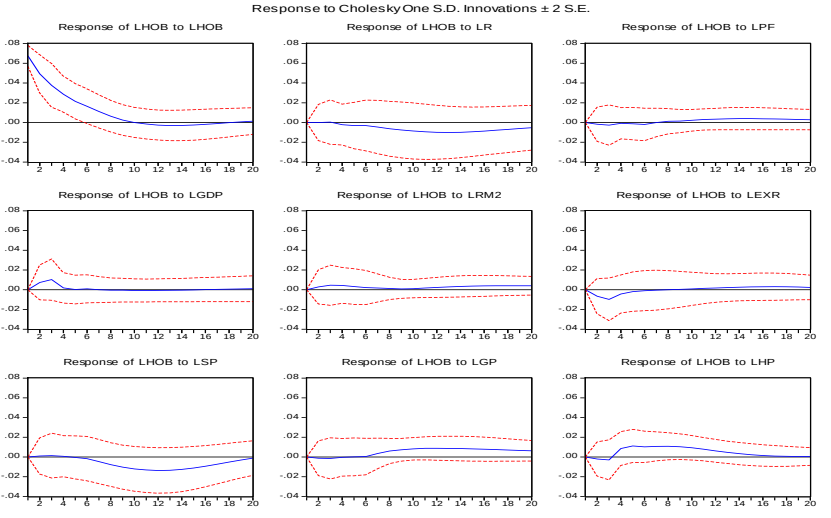
۵-۵-تابع عکس‌العمل آنی در آزمون حباب

تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از شوک‌های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش‌های توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه‌ی واریانس صورت گرفته است. توابع عکس‌العمل آنی رفتار پویای متغیرهای الگو را در طول زمان به هنگام شوک وارده به اندازه‌ی یک انحراف معیار نشان می‌دهد. با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی پاسخ پویای الگو به شوک واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرها مشخص شد (نمودار ۱).

www.SID.ir

Archive of SID

نمودار ۱: توابع عکس‌العمل آزمون حباب قیمت سهام به شوک‌های وارده از طرف متغیرهای مستقل



مأخذ: یافته های تحقیق

اثر تکانه‌های وارد بر الگو و پاسخ حباب قیمت سهام به این تکانه‌ها تا ده دوره قابل مشاهده است. اثر تکانه‌های وارد بر الگو بعد از ده دوره تعدیل می‌شود و نشان دهنده‌ی پایداری الگو است و یا در بعضی متغیرها اثر نوسانی دارد. تکانه‌های وارد از طرف نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت از دوره‌ی سوم تأثیرگذار بوده و تا دوره‌ی دهم اثر منفی بر حباب قیمت سهام دارد و از دوره‌ی دهم به بعد اثر مثبت بر حباب داشته است. افزایش نرخ بهره‌ی هزینه‌ی نگهداری سهام را بالا می‌برد؛ لذا در صورت افزایش نرخ بهره‌ی هزینه فرصت نگهداری دارایی سهام افزایش می‌یابد (نمودار ۱).

شوک‌های وارده از طرف شاخص تولید ضمنی اثر کاهشی ضعیفی و سپس افزایشی بسیار ضعیفی بر حباب قیمت سهام دارد. تکانه وارده از طرف تولید ناخالص داخلی، ابتدا حباب قیمت سهام تا دوره‌ی سوم افزایش و سپس تا دوره‌ی پنجم کاهش و در نهایت به تعادل باز می‌گردد. تکانه‌های وارد از طرف نقدینگی واقعی تا دوره‌ی دوم اثر مثبت و سپس تا دوره‌ی هشتم اثر منفی بر حباب قیمت سهام داشته و بعد از آن اثر این شوک از بین می‌رود. مطابق انتظار نرخ ارز واقعی اثر منفی بر حباب داشته و بعد از شش دوره تعدیل می‌شود. بیماری هلندی، مشکل متداول اکثر کشورهای صادرکننده نفت است که کاهش نرخ ارز واقعی یا تقویت واقعی پول مهم‌ترین علامت آن است؛ لذا می‌توان گفت در صورت کاهش نرخ ارز واقعی، قیمت سایر دارایی‌ها مانند سهام افزایش می‌یابد. متغیر شاخص قیمت سهام ابتدا تا دوره‌ی دوم اثر مثبت و تا دوره‌ی هشتم اثر منفی و سپس اثر مثبت بر حباب قیمت سهام داشته و بعد از بیست دوره تعدیل می‌شود. تکانه‌ی وارده بر قیمت سکه‌ی بهار آزادی طلا ابتدا تا دوره‌ی شش اثر منفی و سپس تا

www.SID.ir

Archive of SID

دوره‌ی هشت اثر مثبت بر حباب قیمت سهام داشته و نهایتاً به تعادل باز می‌گردد. شوک وارده به قیمت مسکن تا دوره‌ی چهارم اثر منفی و تا دوره‌ی هشتم اثر مثبت و سپس اثر منفی بر حباب قیمت سهام دارد (نمودار ۱).

۵-۶- تجزیه واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۹۳-۱۳۸۸

در مرحله‌ی اول سهم متغیرها در تعیین حباب قیمت سهام در دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۸۸ بررسی می‌شود. بر اساس معیار شوارتز وقفه‌ی یک به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب می‌شود و امکان وجود بردارهای هم جمعی بلندمدت آزمون می‌شود. برای این منظور از روش هم جمعی جوهانسن جوسیلیوس استفاده شد. نتایج حاصل از تعیین بردارهای هم‌جمعی بر اساس آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و اثر وجود ۲ بردار هم جمعی تأیید گردید (جدول ۳).

جدول۳: تعیین تعداد بردارهای همجمعی بر اساس آزمون اثر ۱۳۹۳-۱۳۸۸

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون اثر	مقادیر بحرانی ۹۵٪
r=۰	r=۱	۹۴/۶۳۴۲	۵۹/۲۴۰۰۰
r=۱	r=۲	۶۶/۷۵۴۸	۵۳/۱۸۷۸۴
r=۲	r=۳	۳۸/۴۳۳۴۳	۴۷/۰۷۸۹۷
r=۳	r=۴	۲۶/۸۴۵۲۲	۴۰/۹۵۶۸۰
r=۴	r=۵	۱۳/۹۹۵۲۹	۳۴/۸۰۵۸۷
r=۵	r=۶	۹/۰۷۱۱۷	۲۸/۵۸۸۰۸
r=۶	r=۷	۲/۸۶۱۴۰	۲۲/۲۹۹۶۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تجزیه‌ی واریانس حباب قیمت سهام نشان می‌دهد که در دوره‌ی اول صد درصد تغییرات حباب قیمت سهام، ناشی از خود متغیر حباب است. جدول (۴) نشان می‌دهد که طی دوره‌ی دوم سال‌های (۹۳-۸۸)، ۷/۷ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره کوتاه‌مدت است؛ همچنین ۵۶/۵ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از حجم نقدینگی واقعی که بیشترین سهم را در ایجاد حباب داراست. قیمت سهام نیز ۱۶/۱ درصد تغییرات حباب قیمت سهام را به خود اختصاص داده است. درصد تغییرات حباب قیمت سهام برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، قیمت مسکن، قیمت سکه‌ی بهار آزادی و شاخص تولید ضمنی به ترتیب ۱/۲، ۶/۵، ۴/۷، ۵/۶ و ۰/۸ است. در دوره‌ی سوم نیز سهم درصد تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، قیمت مسکن، قیمت سکه و شاخص تولید ضمنی کاهش و حجم نقدینگی واقعی و قیمت سهام افزایش یافته است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴: تجزیه‌ی واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۹۳-۱۳۸۸

دوره/متغیر	نرخ بهره	حجم نقدینگی	تولید ناخالص داخلی	نرخ ارز	قیمت مسکن	قیمت سهام	قیمت سکه	شاخص تولید ضمنی
طی دوره دو	۷/۷	۵۶/۵	۲/۱	۶/۵	۴/۷	۱۶/۱	۵/۶	۰/۸
طی دوره سه	۴/۳	۶۶/۲	۱/۲	۴/۳	۳/۲	۱۸/۲	۲/۲	۰/۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۷- تجزیه‌ی واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۸۷-۱۳۸۲

در مرحله‌ی دوم سهم متغیرهای در تعیین حباب قیمت سهام در دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۸۲ بررسی شد. بر اساس معیار شوارتز وقفه‌ی یک به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب شد. سپس رابطه‌ی هم‌انباشتگی میان متغیرها بررسی شد. نتایج حاصل از تعیین بردارهای هم‌جمعی بر اساس آزمون اثر در جدول وجود ۲ بردار هم‌جمعی تأیید شد (جدول ۵).

جدول ۵: تعیین تعداد بردارهای هم جمعی بر اساس آزمون اثر ۱۳۸۷-۱۳۸۲

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون اثر	مقادیر بحرانی ۹۵٪
r=۰	r=۱	۸۳/۱۲۴۲	۵۱/۲۴۰۰۰
r=۱	r=۲	۶۱/۴۵۴۹	۵۳/۱۸۷۸۴
r=۲	r=۳	۳۸/۵۴۳۳	۴۱/۰۷۸۹۷
r=۳	r=۴	۲۱/۸۶۷۲	۳۹/۹۲۳۰۹
r=۴	r=۵	۱۴/۹۸۷۲۹	۳۴/۹۹۵۸۷
r=۵	r=۶	۸/۱۲۱۱۷	۲۲/۵۸۸۰۸
r=۶	r=۷	۱/۶۷۸۴۰	۱۸/۲۳۴۶۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

سطر اول جدول (۶) نشان می‌دهد که در دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۸۲، ۲۴/۱ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی کوتاه، ۲۵/۱ درصد حجم نقدینگی واقعی، ۵/۲ درصد تولید ناخالص داخلی، ۱۲/۲ درصد نرخ ارز واقعی، ۶/۴ درصد قیمت مسکن، ۱۹/۱ قیمت سهام، ۷/۲ درصد قیمت سکه و ۰/۷ شاخص تولید ضمنی است. در مقایسه با دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۸۸ درصد تغییرات ناشی از نرخ بهره کوتاه‌مدت و حجم حقیقی پول به ترتیب افزایش و کاهش یافته است. در دوره‌ی دوم سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۲ متغیر سیاست پولی نرخ بهره و حجم پول عامل مؤثرتری در شکل‌گیری حباب قیمت سهام بوده است.

طی دوره‌ی سوم سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۶، ۴۴/۳ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، ۱۱/۱ درصد حجم نقدینگی واقعی، ۳/۱ درصد تولید ناخالص داخلی، ۴/۳ درصد نرخ ارز واقعی، ۴/۴ درصد قیمت مسکن، ۲۸/۲ قیمت سهام، ۴/۲ درصد قیمت سکه و ۰/۳ شاخص تولید ضمنی است. در

www.SID.ir

Archive of SID

مقایسه با دوره‌ی دوم حجم بیشتری از تغییرات حباب قیمت سهام را نرخ بهره به خود اختصاص می‌دهد (جدول ۶).

جدول ۶: تجزیه واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۸۷-۱۳۸۲

دوره/متغیر	نرخ بهره	حجم نقدینگی	تولید ناخالص داخلی	نرخ ارز	قیمت مسکن	قیمت سهام	قیمت سکه	شاخص تولید ضمنی
طی دوره دو	۲۴/۱	۲۵/۱	۵/۲	۱۲/۲	۶/۴	۱۹/۱	۷/۲	۰/۷
طی دوره سه	۴۴/۳	۱۱/۲	۳/۱	۴/۳	۴/۴	۲۸/۲	۴/۲	۰/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۸- تجزیه‌ی واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۸۱-۱۳۷۶

در مرحله‌ی بعد سهم متغیرهای نرخ بهره کوتاه‌مدت، حجم نقدینگی واقعی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، قیمت مسکن، قیمت سهام، قیمت سکه بهار آزادی و شاخص تولید ضمنی تعیین حباب در دوره‌ی ۱۳۷۶-۱۳۸۱ بررسی شد. بر اساس معیار شوارتز وقفه‌ی دو به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب شد. سپس رابطه‌ی هم انباشتگی میان متغیرها بررسی شد. نتایج حاصل از تعیین بردارهای هم‌جمعی بر اساس آزمون اثر وجود دو بردار هم جمعی تأیید شد (جدول ۷).

جدول ۷: تعیین تعداد بردارهای هم جمعی بر اساس آزمون اثر ۱۳۸۱-۱۳۷۶

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون اثر	مقادیر بحرانی ۹۵٪
r=۰	r=۱	۹۱/۱۲۴۲	۶۳/۳۲۰۳۴
r=۱	r=۲	۵۰/۱۲۳۴	۴۴/۴۸۳۴
r=۲	r=۳	۳۳/۵۵۳۳	۳۸/۳۴۵۹۷
r=۳	r=۴	۱۹/۸۹۰۱	۲۹/۴۷۳۰۹
r=۴	r=۵	۹/۹۰۰۴	۲۱/۹۳۲۱۴
r=۵	r=۶	۵/۱۴۵۶	۱۷/۵۶۷۷۱
r=۶	r=۷	۱/۰۰۸۴۰	۱۱/۵۴۶۲۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

سطر اول جدول (۸) نشان می‌دهد که در دوره‌ی دوم، ۲۰/۳ درصد تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، ۳۲/۷ درصد ناشی از حجم نقدینگی واقعی، ۶/۴ درصد ناشی از تولید ناخالص داخلی، ۹/۶ درصد ناشی از نرخ ارز، ۷/۴ درصد ناشی از قیمت مسکن، ۱۷/۱ درصد ناشی از قیمت سهام، ۵/۶ درصد ناشی از قیمت سکه‌ی بهار آزادی، ۰/۹ درصد ناشی از شاخص تولید ضمنی است. در دوره‌ی سوم سهم متغیرهای نرخ بهره‌ی کوتاه مدت و شاخص قیمت سهام افزایش و سهم سایر متغیرها کاهش می‌یابد؛ بنابراین در دوره‌ی دوم سهم متغیرهای نرخ بهره و شاخص قیمت و حجم نقدینگی واقعی پول، عامل مؤثری در شکل‌گیری حباب

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت سهام بوده است. در این دوره به علت کاهش نرخ سود بانکی در اثر کاهش تورم، زمینه‌های انتقال شدید بر بازار سرمایه را فراهم کرده است (جدول ۸).

جدول ۸: تجزیه‌ی واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۸۱-۱۳۷۶

دوره/متغیر	نرخ بهره	حجم نقدینگی	تولید ناخالص داخلی	نرخ ارز	قیمت مسکن	قیمت سهام	قیمت سکه	شاخص تولید ضمنی
طی دوره دو	۲۰/۳	۳۲/۷	۶/۴	۹/۶	۷/۴	۱۷/۱	۵/۶	۰/۹
طی دوره سه	۴۴/۸	۱۴/۴	۳/۷	۵/۳	۲/۹	۲۶/۲	۲/۲	۰/۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۹- تجزیه‌ی واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۷۵-۱۳۷۰

در مرحله‌ی بعد سهم متغیرهای تأثیرگذار بر روی حباب قیمت سهام در دوره‌ی ۱۳۷۵-۱۳۷۰ تعیین شد. بر اساس معیار شوارتز وقفه‌ی یک به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب شد؛ سپس رابطه‌ی هم انباشتگی میان متغیرها بررسی شد. نتایج حاصل از تعیین بردارهای هم‌جمعی بر اساس آزمون اثر وجود دو بردار هم جمعی تأیید شد (جدول ۹).

جدول ۹: تعیین تعداد بردارهای هم جمعی بر اساس آزمون اثر ۱۳۷۵-۱۳۷۰

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون اثر	مقادیر بحرانی ۹۵٪
r=۰	r=۱	۱۰۱/۷۶۵۴	۸۳/۶۵۰۳۳
r=۱	r=۲	۷۳/۳۳۷۶	۶۴/۶۵۴۳۲
r=۲	r=۳	۴۳/۳۴۲۶	۵۸/۵۶۴۳۷
r=۳	r=۴	۲۸/۵۶۱۴	۳۹/۱۲۳۲۳
r=۴	r=۵	۱۰/۵۴۰۴	۲۳/۱۲۸۷۶
r=۵	r=۶	۷/۸۷۳۲	۱۴/۲۳۸۰۶
r=۶	r=۷	۲/۲۱۰۷	۸/۲۳۴۵۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تجزیه‌ی واریانس حباب قیمت سهام در دوره‌ی دوم (۷۵-۷۰) نشان می‌دهد که ۲۹/۳ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام مربوط به نرخ بهره، ۲۱/۷ درصد مربوط به حجم واقعی نقدینگی، ۱/۴ مربوط به تولید ناخالص داخلی، ۷/۶ مربوط به نرخ ارز، ۸/۷ مربوط به قیمت مسکن، ۲۰/۳ مربوط به شاخص قیمت سهام، ۶/۶ مربوط به قیمت سکه بهار آزادی، ۱/۷ مربوط به شاخص تولید ضمنی است (جدول ۱۰). همچنین، نتایج نشان داد که در دوره‌ی سوم (۷۵-۷۰)، ۴۱/۲ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، ۱۶/۴ درصد ناشی از حجم نقدینگی واقعی پول، ۱/۸ درصد مربوط به تولید ناخالص داخلی، درصد ۴/۹ مربوط به نرخ ارز، ۵/۱ درصد ناشی از قیمت مسکن، ۲۶/۲ ناشی از شاخص قیمت سهام، ۳/۷ مربوط به قیمت سکه، ۰/۷ ناشی از شاخص تولید ضمنی است (جدول

www.SID.ir

Archive of SID

۱۰). در این دوره نرخ بهره و شاخص قیمت سهام، عامل مؤثرتری در تغییرات حباب قیمت سهام بوده است. شاید یک دلیل عمده‌ی آن کاهش نرخ بهره‌ی بانکی در این سال‌ها باشد. ملاحظه می‌شود که در هر چهار دوره، متغیرهای نرخ بهره کوتاه‌مدت، حجم نقدینگی واقعی پول و شاخص قیمت سهام از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر حباب قیمت سهام بوده‌اند.

جدول ۱۰: تجزیه‌ی واریانس در آزمون حباب قیمت سهام سال ۱۳۷۰-۱۳۷۵

دوره/متغیر	نرخ بهره	حجم نقدینگی	تولید ناخالص داخلی	نرخ ارز	قیمت مسکن	قیمت سهام	قیمت سکه	شاخص تولید ضمنی
طی دوره دو	۲۹/۳	۲۱/۷	۴/۱	۷/۶	۸/۷	۲۰/۳	۶/۶	۱/۷
طی دوره سه	۴۱/۲	۱۶/۴	۱/۸	۴/۹	۵/۱	۲۶/۲	۳/۷	۰/۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین متغیرهای نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت و حجم نقدینگی واقعی، مهم‌ترین متغیرهای تأثیر گذار بر حباب قیمت سهام است و شاخص قیمت سهام متغیر مهمی در اثرگذاری بر حباب قیمت سهام بوده است. این نتایج منطبق بر نتایج مطالعات داخلی و خارجیِ انجام شده است که متغیرهای سیاست‌های پولی شامل نرخ بهره و نقدینگی از مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر حباب قیمت دارایی‌ها بوده است (جس و اندر سون)، (لوین و رایت، ۱۹۹۷)، (چن و پاتل، ۱۹۹۸)، (لو و بوریو، ۲۰۰۲)، (وایت، ۲۰۰۴)، (دی لوسیا، ۲۰۰۷) و (وادوانی، ۲۰۰۸).

۶- نتیجه‌گیری

اصولاً در تاریخ بازارهای مالی، بازارهای سهام، همواره با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده است. نوسانات قیمت‌ها جزء ذات بازار است؛ امّا گاهی این نوسانات از شکل عادی خود خارج می‌شدند و جای خود را به صعودهای افسار گسیخته و سقوط‌های ناگهانی می‌دهند و ضربات جبران‌ناپذیری به بورس وارد می‌کنند؛ لیکن مسأله‌ی مهم در این جا، کیفیت و کمیتِ غیرطبیعی این نوسانات است. وجود حباب در قیمت سهم، معمولاً روی قیمت سایر دارایی‌ها اثر می‌گذارد؛ حتی اگر شرایط حباب را نداشته باشد. در دهه‌های اخیر حباب‌ها پدیده‌های شناخته شده‌ای در بازار سهام به شمار می‌روند که درباره‌ی مکانیزم وقوع آن اتفاق نظر نیست. در پژوهش حاضر و بر اساس نتایج شوک‌های وارده بر سه متغیر نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، حجم نقدینگی واقعی و شاخص قیمت سهام نشان داد که تکانه‌های وارد از طرف نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت از دوره‌ی سوم تأثیرگذار بوده و تا دوره‌ی دهم اثر منفی بر حباب قیمت سهام دارد و از دوره‌ی دهم به بعد اثر مثبت بر حباب داشته است. از سوی دیگر افزایش نرخ بهره‌ی هزینه، نگهداری سهام را بالا می‌برد؛ لذا در صورت افزایش

www.SID.ir

Archive of SID

نرخ بهره‌ی هزینه فرصت نگهداری دارایی سهام افزایش می‌یابد؛ همچنین تکانه‌های وارده از طرف نقدینگی واقعی تا دوره‌ی دوم اثر مثبت و سپس تا دوره‌ی هشتم اثر منفی بر حباب قیمت سهام داشته و بعد از آن اثر این شوک از بین می‌رود. متغیر شاخص قیمت سهام ابتدا تا دوره‌ی دوم اثر مثبت و تا دوره‌ی هشتم اثر منفی و سپس اثر مثبت بر حباب قیمت سهام داشته و سپس تعدیل می‌شود.

همچنین نقدینگی در پیدایش حباب‌های تشکیل شده در دوره‌ی اول و سوم و نرخ بهره در پیدایش حباب‌های دوره‌ی دوم و سوم سهم تعیین کننده داشته است. نتایج نشان داد که طی دوره‌ی دوم سال‌های (۸۷-۹۳)، ۷/۷ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت بوده است؛ همچنین ۵۶/۵ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام، ناشی از حجم نقدینگی واقعی است که بیشترین سهم را در ایجاد حباب دارا می‌باشد. قیمت سهام نیز ۱۶/۱ درصد تغییرات حباب قیمت سهام را به خود اختصاص داده است؛ همچنین نشان داد که در دوره‌ی (۸۲-۸۷)، ۲۴/۱ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، ۲۵/۱ درصد حجم نقدینگی واقعی، ۱۹/۱ قیمت سهام بوده است. در دوره‌ی دوم (۷۶-۸۱)، ۲۰/۳ درصد تغییرات حباب قیمت سهام ناشی از نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، ۳۲/۷ درصد ناشی از حجم نقدینگی واقعی، ۱۷/۱ درصد ناشی از قیمت سهام بوده است و در دوره‌ی (۷۰-۷۵)، نتایج نشان داد که ۲۹/۳ درصد از تغییرات حباب قیمت سهام مربوط به نرخ بهره، ۲۱/۷ درصد مربوط به حجم واقعی نقدینگی، ۲۰/۴ مربوط به شاخص قیمت سهام و مابقی تغیرات مربوط به متغیرهای دیگر است؛ بنابراین بر اساس نتایج در هر چهار دوره، متغیرهای نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، حجم نقدینگی واقعی پول و شاخص قیمت سهام از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر حباب قیمت سهام بوده‌اند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از این پژوهش، پیشنهادهای زیر توصیه می‌شود:

- یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در سیاست‌گذاری، نرخ بهره است و طبق تئوری‌های اقتصادی، افزایش نرخ بهره، موجب کاهش قیمت دارایی‌ها خواهد شد. نتایج تخمین نیز حاکی از آن است که اثر نرخ بهره بر حباب قیمت سهام منفی بوده است. افزایش نرخ بهره می‌تواند به کاهش قیمت دارایی‌ها کمک کند. از این رو پیشنهاد می‌شود که مقامات پولی برای کنترل قیمت سهام از ابزار نرخ بهره استفاده کنند. برقراری ثبات نسبی در بازار دارایی‌ها موجب کاهش نوسان‌های اقتصادی شده و به تعادل باثبات بلندمدت کمک می‌کند.
- در تمامی دوره‌های مورد بررسی، حجم نقدینگی، متغیر مهمی بر افزایش قیمت سهام بوده است. از این رو افزایش شدید نقدینگی در صورت ثابت بودن سایر عوامل موجب افزایش شدیدتر قیمت سهام می‌شود و سبب

www.SID.ir

Archive of SID

اختلال شدید در تخصیص منابع اقتصادی خواهد شد؛ لذا در صورت عدم امکان کنترل نقدینگی، احتمال انتقال آن به بازار سهام توسط افرادی که تفاوت ارزش بازاری با ارزش ذاتی را تشخیص نمی‌دهند به تشکیل حباب در بازار کمک خواهد کرد. در این شرایط پیشنهاد می‌شود، مقامات پولی ضمن اجرای سیاست‌های پولی با ثبات، از افزایش آن ممانعت به عمل آورند.

- استفاده از ابزارهای دیگری به غیر از تغییر قیمت دارایی‌ها، مانند کنترل اعتبارات برای تشخیص حباب قیمتی در بازار.
- شاخص قیمت سهام ارتباطی نسبتاً قوی با حباب قیمت سهام دارد و می‌تواند در مواقع ضروری به کنترل بازار سهام کمک کند؛ لذا تدوین و اجرای دقیق قوانین احتیاطی در بازار سهام و سرمایه جهت جلوگیری از بروز شوک شدید در این بازار امری ضروری خواهد بود.
- با توجه به اینکه ورود سرمایه‌ها با انگیزه‌های سفته‌بازی، یکی از دلایل بروز بحران است، می‌توان با اجرای سیاست‌های پولی و مالی هماهنگ و متناسب از ورود چنین سرمایه‌هایی از ایجاد حباب در قیمت سهام جلوگیری کرد.
- کاهش نرخ ارز واقعی یا به‌عبارت دیگر، افزایش ارزش واقعی ریال در مقابل دلار باعث حرکت سرمایه‌ها از بخش تجاری به غیر تجاری می‌شود و انگیزه‌ی بورس‌بازی و یا سوداگری را افزایش می‌دهد؛ همچنین حباب قیمت سهام ممکن است به این دلیل پدید آید که سفته‌بازان غیر عقلایی، با افزایش ارزش یک سهام بر این باور باشند که چون قیمت آن کالا قبلاً رشد داشته است؛ بنابراین افزایش گذشته آن در آینده هم به‌طور پیوسته ادامه خواهد داشت و این امر به تشکیل حباب قیمت سهام کمک می‌کند؛ بنابراین دولت باید توجه داشته باشد که سیاست‌های تنظیم نرخ ارز بر پایه اهداف اقتصاد کلان و فرابخشی تنظیم شود.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

۱. بیابانی خامنه، کاظم، سعید خزایی و امیر حسین افشاریان. (۱۳۹۵). «آزمون وجود حباب و رفتار انفجاری در بازار سهام ایران». *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*. ۹ (۲۹): صص ۱۲۵-۱۱۱.

۲. بیات، مرضیه، زهرا افشاری و حسین توکلیان. (۱۳۹۵). «سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چهارچوب یک مدلDSGE». *فصلنامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۴(۷۸): صص ۲۰۶-۱۷۱.

۳. پروین، سهیلا، جاوید بهرامی و سحر جاویدی. (۱۳۹۱). «تأثیر شوک‌های مالی بر تولید و سطح قیمت در ایران با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری». *فصلنامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی*.۶ (۴): صص ۲۱-۳۹.

۴. ترابی، رضا، شهاب‌الدین شمس و محمدرضا منجذب. (۱۳۸۹). *بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بانک مرکزی بر بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده‌ی علوم اقتصادی.

۵. جعفری صمیمی، احمد و روزبه بالونژاد نوری. (۱۳۹۴). «آزمون وجود حباب‌های چندگانه قیمت در بازار سهام؛ کاربرد روش سوپریمم عمومی دیکی فولر تعمیم یافته». *فصل‌نامه‌ی تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. ۱۷ (۲۱): صص ۷-۳۳.

۶. سرزعیم، علی. (۱۳۹۵). *اقتصاد برای همه*. جلد۱. تشریح مقاهیم اقتصاد کلان به زبان ساده. تهران: انتشارات ترمه.

۷. شایگانی، بیتا و مصعب عبداللهی آرانی. (۱۳۹۰). «بررسی ثبات در بخش بانکی اقتصاد ایران».*دو فصلنامه‌ی علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی*. ۸(۱۶): صص ۱۴۷-۱۶۷.

۸. صالح آبادی، علی و هادی دلیریان. (۱۳۸۹). «بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران». *بورس اوراق بهادار*، بهار ۱۳۸۹، ۳(۹): صص ۷۵-۶۱.

۹. عباسیان، عزت‌الله، محسن نظری و الهام فرزانگان. (۱۳۹۱). «اثر سیاست پولی در پیدایش حباب قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامه‌ی بورس اوراق بهادار*، ۱۸ (۵): صص ۳۸-۱۹.

۱۰. عباسیان، عزت‌اله، الهام فرزانگان و ابراهیم نصیرالاسلامی. (۱۳۹۴). «بی‌قاعدگی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد محدودیت در آربیتراژ». فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۲۳(۷۶): صص ۷۵-۹۲.

۱۱. کمیجانی، اکبر، نادیا گندعلی علیخانی و اسماعیل نادری. (۱۳۹۲). «تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران». *فصل‌نامه‌ی راهبرد اقتصادی*.۲ (۸): صص ۳۸-۷.

1. Bernanke, B. & M. Gertler. (2001). Should Central Banks Respond to Movements in AssetPrices?. American Economic Review, 91: 253-7.
2. Cecchetti, Stephen G., H. Genberg, J. Lipsky & S. Wadhwani. (2000). Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Report on the Global Economy.

www.SID.ir

Archive of SID

3. Chan, K.S. (1993). Consistency and limiting Distribution of the least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive model. The Annals of Statistics.8(21): 520-533
4. Chang, T., Wu, T. P., G. Aye & R. Gupta. (2014). Testing for Multiple Bubbles in the BRICS Stock Markets Working Papers 201407, University of Pretoria, Department of Economics6(14):45-76.
5. Dreger, Ch. & J.Wolters. (2009). Liquidity and Asset Prices: How Strong Are the Linkages?. Discussion Papers of DIW Berlin 860, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
6. Elbourne, A. (2008). The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach. Journal of Housing Economics (17). 65–87.
7. Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. New York: Wiley Press.
8. Etienne, X. L., S.H. Irwin & P. Garcia. (2014). Bubbles in food commodity markets: Four decades of evidence. Journal of International Money and Finance, (42). 129-155.
9. Froot, K.A. & M. Obstfeld. (1991). Intrinsic Bubbles: the Case of Stock Price. The American Economic Review, (81).1189–1214.
10. Gali, J. (2013), Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles. NBER Working Paper No. 18806.
11. Garber, Peter. M. (2000). Famous First Bubbles: The Fundamentals of Early Manias. Cambridge, MA: MIT Press.
12. Grossman, S. & R. Shiller. (1981). The determinants of the variability of stock market prices. American Economic Review, (71).222–227.
13. Jianjun, M., W. Pengfei & Xu. Lifang. (2016). Stock market Bubbles and Unemployment. Economic Theory,vol. 61(2) 273-307.
14. JungSukYu, M. & K. Hassan. (2011). Rational speculative bubbles in MENA stockmarkets. Studiesin Economics and Finance, 27 (3):247–264.
15. LeRoy, S.F. & R.D. Porter. (1981). The present-value relation: tests based on implied variance bounds. Econometrica, (49), 555–577.
16. Levin, S. & Zajac, J. Edward. (2001). the Social Life of Financial Bubbles, Institutional Theory Conference, 2-6.
17. Manap, T. A. A. & M. A. Omar. (2014). Speculative Rational Bubbles: Asset Prices in GCC Equity Markets. Journal of Islamic Finance, 3(1).
18.Miao, J. (2014). Introduction to economic theory of bubbles. Journal of Mathematical Economics, 16(2), 22-41.
19. Ogonna, N. (2015). Liquidity shocks and stock bubbles. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 3(35). 132-146.
20. Phillips, P. & J. Yu. (2011a). Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. Quantitative Economics, 1(2).455–491.
21. Phillips, P. C. B., S. Shi. & Yu. (2014). Specification Sensitivity in Right-Tailed Unit Root Testing for Explosive Behaviour. oxford bulletin of economics and statistics, 3(76). 9305–9049.
22. Phillips, P., S. Shi & J. Yu. (2012). Testing for Multiple Bubbles. In Cowles Foundation Discussion Paper, No: 1843.
23. Shiller, R. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends. American Economic Review, 8(71). 421–436.

www.SID.ir

Archive of SID

24. Yavas, A. (2013). Asset Price Bubbles and Monetary Policy. Working Papers 102013, Hong Kong Institute for Monetary Research.

www.SID.ir