

شناسایی حباب قیمتی سهام عادی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل ارزش حال

عزت‌اله عباسیان^۱، وحید محمودی^{۲*}، الهام فرزاتگان^۳

چکیده: بازارهای مالی به‌ویژه بازار سرمایه از مهم‌ترین ابزارهای تجهیز و تخصیص منابع مالی به‌شمار می‌روند. نظر به اهمیت استراتژیک مالی و اقتصادی این بازار، هرگاه اختلال و انحراف گسترده‌ای در آن رخ دهد، تجهیز و تخصیص منابع مالی کشور با مشکل جدی مواجه می‌شود. یکی از عوامل به‌وجود آورنده این مسایل حباب قیمتی است. به‌طور کلی هنگامی که قیمت یک سهم با قیمت انتظاری آتی آن، تفاوت داشته باشد بحث حباب در بازار مطرح می‌شود. این مقاله اعتبار مدل ارزش حال با انتظارات متغیر زمانی را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای تکانه‌ای M-TAR بررسی می‌کند و به پژوهش این موضوع می‌پردازد که آیا هیچ تعدیل نامتقارنی بین قیمت‌های سهام و بازده نقدی سهام در بلندمدت در بازار بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۸۷ وجود دارد یا خیر؟ نتایج مشخص کردند که رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین قیمت سهام و بازده نقدی سهام وجود ندارد، که بیانگر وجود حباب عقلایی است.

کلید واژه‌ها: تعدیل نامتقارن، مدل اتورگرسیو آستانه‌ای تکانه‌ای، مدل ارزش حال، هم‌انباشتگی، حباب عقلایی.

۱- عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان - ایران

۲- عضو هیئت علمی گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران - ایران

۳- دانشجوی دوره دکترای اقتصاد، گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان - ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۸/۱۲/۱

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۸۹/۱/۲۸

نویسنده مسئول مقاله: وحید محمودی

Email: vmahmodi@ut.ac.ir

مقدمه

بورس اوراق بهادار به عنوان بخشی از بازار سرمایه، نقش بسیار مهمی در هدایت پس انداز به بخش‌های تولید اقتصادی در همه کشورها ایفا می‌نماید. بورس آئینه اقتصاد کشور است ولی امروزه در اقتصاد بسیاری از کشورهای در حال توسعه وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی با صعود شاخص‌های بورس همخوانی ندارد و در واقع رابطه اقتصاد و بورس قطع شده است [۳]. یکی از عوامل به وجود آورنده این مسایل نوسانات قیمت دارایی و به خصوص، تشکیل حساب قیمت سهام است. این پژوهش به بررسی وجود حساب عقلایی در شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۸۷ می‌پردازد.

پدیده حساب اصطلاحی است که مکرر در بازارهای سهام پدیدار می‌شود. بسیاری از پژوهشگران برای شروع این مطلب از دو جنبه به موضوع توجه می‌کنند: اولین جنبه تعریف اقتصاد ریاضی است که حساب‌های موجود در قیمت دارایی‌ها را توصیف می‌نماید و دومین مورد آن، اقتصاد نظری است که به بحث و بررسی حساب موجود در بازار سهام می‌پردازد [۲۱]. به طور کلی در ادبیات تعریف حساب و علت‌های وقوع آن، توافقی وجود ندارد [۱۸]. همچنین کشف حساب نیز به علت غیر قابل مشاهده بودن مؤلفه‌های بنیادی بازار، با مشکل مواجه است [۲۵]. بنابراین می‌توان گفت این تعاریف و توضیحات به دلیل سوء تفاهم و تعبیرهای اشتباه از سفته‌بازی است.

اقتصاد ریاضی حساب را به صورت تفاضل مثبت بین قیمت‌های واقعی و قیمت‌های مناسب^۱ (ارزش‌های بنیادی)^۲ دارایی، تعریف می‌کند. قیمت واقعی به صورت زیر داده می‌شود:

$$p_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{E_t(d_{t+j})}{(1+r)^j} + b_t \quad [1]$$

که:

d_t = سود سهام،

p_t قیمت سهام در زمان t ،

$E_t(\cdot)$ مقدار مورد انتظار بر اساس اطلاعات ارزشمند و معتبر موجود در زمان t ، است.

1. Fair
2. Fundamental Values

اگر نرخ r طی کل دوره ثابت باشد، قیمت تعادلی (مقدار بنیادی) به دست می آید و b_t مقدار حباب تصادفی^۱ را نشان می دهد که برقراری این شرط را موجب می شود و به صورت $b_t = E_t(b_{t+1})/(1+r)$ است، بنابراین در این ادبیات، اصل حباب منفی وجود ندارد [۲۱]. از طرف دیگر، در کلام اقتصادی، حباب تعریف گسترده تری دارد و در علم اقتصاد، هر تعریف عملیاتی از حباب قیمتی دارای به طور زیادی ذهنی^۲ است. ذهنی بودن از دو منبع شکل می گیرد: نخست، حباب قیمتی دارای اغلب به صورت انحراف عمده قیمت های دارای از ارزش بنیادی خود، بیان می شود [۲۲].

دوم، اندازه و مدت زمانی که قیمت ها از ارزش بنیادی و ذاتی خود فاصله می گیرند قبل از این که به عنوان حباب مطرح شود، نیز به طور زیادی ذهنی است در این زمینه، شواهد تجربی وسیعی وجود دارد که اشاره می کنند که حباب ها، افزایش پایدار و طولانی مدت قیمت های دارای است که با فروپاشی سریع قیمت ها در فاصله زمانی کوتاه تری، دنبال می شود [۱۴]. به نظر می رسد که دو تعریف متفاوت هستند، اما آن ها به طور اساسی مفهوم یکسانی می دهند: قطع قیمت های سهام از مقادیر بنیادی اقتصاد منحرف می شوند [۲۴].

همواره تصور می شود، نوسانات شدید قیمت سهام منتهی به حباب می شود، در حالی که شناسایی حباب های قیمتی و تمایز آن از نوسانات شدید قیمتی، موضوع مهمی است که سال ها مورد توجه متخصصان مالی و اقتصادی قرار داشته است. همان طور که از نام نوسانات شدید استنباط می شود، به افزایش و یا کاهش شدید قیمت سهام اطلاق می شود. اغلب این نوسانات به عنوان ریسک سهام مربوط شناخته می شوند. نوسانات قیمت سهام در کوتاه مدت حالت تکرار شونده دارند و عناصر اصلی این نوسانات ماهیت بازار و مکانیزم عرضه و تقاضا و سایر عوامل اثرگذار بیرونی هستند. در حالت وجود نوسانات شدید قیمتی، خریدار سهام متوجه می شود که قیمت بالای سهام توجیه مالی نداشته است؛ یعنی افزایش قیمت سهام با سود مورد انتظار آن تناسب ندارد بنابراین با واکنش مجدد سهام دار، قیمت های سهام رو به کاهش می گراید. در ضمن نوسانات قیمت گاهی بر یک روند استوار بوده و گاهی به طور نامنظم رخ می دهد، اما معمولاً حباب مفهومی یک طرفه از افزایش شدید را دربر دارد.

1. Stochastic Bubble
2. Subjective

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 شونده افزایش قیمت سهام ناشی می‌شود. در حالت وجود نوسان قیمتی، کاهش و افزایش قیمت دارای نوسانات تکرار شونده است اما 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 [۱۹]. 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 [۲۲].

حال سؤال این است که آیا با فرض رفتار و انتظارات عقلایی حباب در بازار به وجود می‌آید؟ بحث‌های نظری بیان می‌کنند بازارها می‌توانند از ارزش‌های بنیادی منحرف شوند حتی اگر بیشتر عوامل به طور عقلایی رفتار کنند. یعنی حتی با فرض انتظارات و رفتار عقلایی، حباب عقلایی در بازار می‌تواند به وجود می‌آید [۱۸]. بسیاری از الگوهای انتظارات عقلایی، یک جنبه عدم قطعیت دارند. بیشتر این گونه عدم قطعیت‌ها از آن‌جا ناشی می‌شود که تصمیمات جاری نهادها، هم به قیمت جاری بازار و هم به انتظارات آن‌ها از قیمت‌های آتی بستگی دارد. چون قیمت جاری تابعی است از انتظارات درباره قیمت آتی، که خود تابعی از قیمت جاری است، بنابراین یک الگوی ساده اقتصادی قادر به تعیین قیمت بازار نیست و فقط می‌تواند سری‌های قیمتی را تعیین کند، اما تنها یک سری مسیر قیمت بازار است و سری‌های دیگر حباب قیمت هستند.

این موضوع، بحث اصلی نظریه حباب‌های عقلایی است. در چنین حالتی باید در الگوهای پیش‌بینی قیمت جاری بازار، محدودیت‌های انسانی را در نظر گرفت تا پژوهشگر بتواند بار دیگر از مسیرهای قیمت، تنها یک مسیر منحصر به فرد را بررسی کند [۱۹].

ارزش بنیادی قیمت دارایی‌ها با توجه به خصوصیات بازارهای مربوط به آن دارایی، بیان متفاوت اما مفاهیمی مشابهی دارد. در مورد دارایی‌های مالی مثل سهام، فرض بر این است قیمت این نوع دارایی، منعکس‌کننده ارزش تنزیل شده سودهای دریافتی دوره‌های آینده

آن، است؛ یعنی مؤلفه بنیادی قیمت دارایی‌ها، مطابق با ارزش‌های به‌دست آمده از مدل‌های متعارف قیمت‌گذاری دارایی، هستند [۱۴].

این مقاله اعتبار مدل ارزش حال با انتظارات متغیر زمانی را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای تکانه‌ای M-TAR بررسی می‌کند. برای این منظور در بخش دوم مقاله، ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم مقاله، مدل مورد استفاده معرفی و در بخش چهارم بعد از معرفی داده‌ها و متغیرهای مدل به تخمین و تحلیل نتایج خواهیم پرداخت. در بخش آخر مقاله، نتیجه‌گیری و پیشنهادها آورده شده است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش

مفهوم حباب از اوایل قرن ۱۷ وارد ادبیات اقتصاد شده است. از آن زمان تا کنون نمونه‌های متعددی به‌عنوان دوران حباب قیمتی یاد شده است. در دوره ۱۹۸۵-۱۹۹۰ دارایی‌های ژاپن و هم‌چنین در سال ۱۹۹۸-۲۰۰۰ بازار اینترنت آمریکا دچار حباب شده بودند که دومی به‌عنوان دات‌کام^۱ معروف است. [۱۵].

در ایران سقوط بورس اوراق بهادار تهران در اواخر سال ۱۳۸۳ بعد از یک دوره رونق چشمگیر اتفاق افتاد که سؤالات زیادی را در ذهن پژوهشگران و کارشناسان امر به‌وجود آورده است، مانند این که آیا، این افزایش قیمت‌ها ناشی از وجود حباب در بورس اوراق بهادار تهران بوده است؟

تئوری حباب‌های عقلایی بلانچارد (۱۹۷۹)، نشان می‌دهد که حتی با وجود انتظارات عقلایی جان میوث^۲ (1961)، امکان انحراف قیمت دارایی از ارزش‌های بنیادی بازار وجود دارد. رشد حباب‌های عقلایی بازتاب وجود انتظارات خود افزا ناشی^۳ از افزایش‌های آتی قیمت دارایی است. این حباب‌ها ویژگی بازارها هستند به این صورت که خرید یک دارایی توسط سرمایه‌گذار، به علت پیش‌بینی وی از این که می‌تواند دارایی را با قیمتی بالاتر مجدد به سرمایه‌گذاری دیگر که خواهان خرید دارایی به همین دلیل است، به فروش برساند.

1. Dot -Com Mania
2. Muth
3. Self-Fulfilling Expectations

هامیلتون و وایتمن (۱۹۸۵) نوعی استراتژی تجربی را برای آزمون‌های مانایی به‌منظور بررسی وجود حباب‌های عقلایی انفجاری بدون آثار ممکن‌بازدارندگی متغیرهای غیرقابل مشاهده‌ای بر روی ارزش بنیادی بازار پیشنهاد می‌کنند.

نانز و دی‌ای سیلوا (۲۰۰۷)، با استفاده از مدل‌های هم‌انباشتگی متعارف و هم‌انباشتگی آستانه‌ای به بررسی وجود حباب‌های عقلایی در ۱۸ بازار سهام، پرداختند. طبق نتایج برآورد هر دو مدل، در بازارهای سهام شیلی، اندونزی، کره و فیلیپین حباب‌های منفجر شونده^۱ و در بازارهای سهام چین، برزیل، ونزوئلا، کلمبیا، شیلی، اندونزی، کره و فیلیپین، حباب‌های تحلیل‌رونده^۲ وجود دارد.

کوستر و سرلتیز (۲۰۰۵)، از تکنیک هم‌انباشتگی کسری^۳ و مدل ARFIMA، به بررسی وجود ریشه واحد در لگاریتم قیمت - سود سهام شاخص S&P500 و این فرضیه که شوک‌های برون‌زا آثار همیشگی دارند، پرداختند. بر طبق نتایج تجربی، فرضیه صفر وجود ریشه واحد و در نتیجه وجود حباب عقلایی در شاخص S&P500 به شدت رد می‌شود، که بیانگر آن است که لگاریتم قیمت - سود سهام، نوعی فرآیند میانگین معکوس است.

آرش میرشمسی (۱۳۷۸)، به بررسی اهمیت سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه در رشد اقتصادی پرداخته و بورس را محلی برای انجام آن معرفی کرده است. پژوهشگر نتیجه گرفته است که وجود حباب عقلایی در بازار منعکس‌کننده نقض دو نکته فوق است. این مطالعه درصدد بررسی تحقق این امر در بورس اوراق بهادار تهران و تشریح علل و راه‌های پیشگیری از آن است.

کوروش معدلت (۱۳۸۱)، به تبیین شکل واقعی تغییرات در شاخص سهام و بررسی وجود حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش فضای حالت^۴، طی سال‌های ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ پرداخته است. برآوردها نشان می‌دهند، در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۷ و نیز از اواسط سال ۱۳۷۷ تا سال ۱۳۷۹، وجود حباب قیمتی مشهود است. در واقع تغییرات غیرقابل انتظار قیمتی در این بازار وضعیت امکان ایجاد حباب‌های قیمتی را تشدید نموده است. اگرچه بخشی از رونق به‌وجود آمده در این بازار را می‌توان به مواردی

1. Explosive Bubbles
 2. Collapsing Bubbles
 3. Fractional Integration
 4. State Space

همچون تحولات مدیریتی، بورس منطقه‌ای و کالایی و ...، نسبت داد اما بخش قابل توجهی نیز به وجود حباب در این بازار مربوط می‌شود.

محمدرضا بابایی سمیرمی (۱۳۸۴)، به بررسی وجود حباب‌های تورمی عقلایی طی سال‌های ۱۳۴۰-۱۳۸۲ پرداخته است. در این پژوهش دو فرضیه برونزا نبودن عرضه پول نسبت به تورم به وسیله‌ی آزمون علیت گرانجر و فرضیه وجود نداشتن حباب‌های تورمی عقلایی توسط روش وست (۱۹۸۷) بررسی شده‌اند. براساس یافته‌ها، عرضه پول نسبت به تورم برونزا بوده و طی دوره مطالعه حباب‌های تورمی عقلایی وجود داشته است.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، در مقاله خود با استفاده از قاعده فیلتر میزان کارایی بورس اوراق بهادار تهران را برای دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۶ با به کار گیری داده‌های ماهانه اندازه‌گیری نموده‌اند. ایشان همچنین با استفاده از روش CAPM وجود حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار را برای دوره بعد از رکود بررسی نموده‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده بازار اوراق بهادار تهران فاقد کارایی در سطح ضعیف است و براساس مدل CAPM حباب در قیمت‌ها وجود ندارد و قیمت سهام در طی دوره مورد بررسی به ارزش ذاتی خود نزدیک شده‌اند.

۳- مدل ارزش حال^۱

آزمون اعتبار مدل ارزش حال، شامل آزمون‌های هم‌انباشتگی بین قیمت‌های حقیقی سهام و سودهای حقیقی سهام، خواهد بود. از لحاظ تئوریکی الزامی به فرض ذات خطی بودن سیستم نیست. مطالعات تجربی متعددی به این نتیجه رسیده‌اند که سری‌های زمانی مالی مانند قیمت سهام، نوعی رابطه غیر خطی را نشان می‌دهند. در نتیجه روش‌های انباشتگی مرسوم و هم‌انباشتگی، به دلیل این که فرضیه صفر را وجود یک ریشه واحد و فرضیه جانشین را فرآیندی خطی فرض می‌کنند، مناسب نخواهند بود. بنابراین در این پژوهش، مدل اوتورگرسیو آستانه‌ای تکانه‌ای^۲ (M-TAR) اندرس و گرانجر (۱۹۹۸) به کار گرفته شده است. در این مدل تعدیلات نامتقارن قیمت سهام یا مکانیزم تصحیح خطا وجود دارد. بنابراین شواهد مناسب‌تری را برای پذیرش اعتبار مدل ارزش حال فراهم می‌نماید.

1. Present Value Model

2. Momentum Threshold Autoregressive Model

اساس و مبنای مدل ارزش حال، انتظارات عقلایی است. در این مدل قیمت حقیقی سهام، P_t ، به سود حقیقی سهام مورد انتظار تنزیل شده در دوره‌های آتی، D_t ، با استفاده از بازدهی مورد انتظار متغیر زمانی^۱ یا نرخ تنزیل، مرتبط شده‌اند. بنابراین مدل ارزش حال بین قیمت‌های حقیقی سهام و سودهای حقیقی سهام، به صورت زیر است:

$$P_t = \frac{1}{(1+R)} E_t(P_{t+1} + D_{t+1}), \quad 0 < (1+R)^{-1} < 1 \quad [2]$$

E_t : عملگر امید ریاضی مشروط بر اطلاعات تا زمان t است،

P_t : قیمت حقیقی سهام در زمان t ،

D_t : سود حقیقی سهام بین دوره t ،

$t+1$ ، $1/(1+R)$: نرخ تنزیل

R : بازدهی حقیقی انتظاری که ثابت فرض می‌شود، است.

در صورت برقراری شرط تقاطعی بالا، قیمت حقیقی سهام با ارزش بنیادی P_t معادل خواهد بود. با دنبال کردن روش کمپل و شیلر (۱۹۸۷) داریم:

$$P_t - \frac{D_t}{R} = \left(\frac{1}{R} \right) E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i \right] \Delta D_{t+i} \quad [3]$$

در اینجا Δ تفاضل مرتبه اول را مشخص می‌سازد. حتی اگر هم قیمت و هم سود حقیقی سهام، ناپایا باشند، تحت فرض عدم وجود حباب، سمت راست معادله (۳) پایا با درجه هم انباشتگی $(I(0))$ ، است. بنابراین، P_t و D_t هم‌انباشته با بردار هم‌انباشتگی $[-1, 1/R]$ خواهند بود. به این مفهوم که اگرچه متغیرها ناپایا هستند ولی ترکیب خطی آن‌ها پایا شده است. پژوهش‌های اخیر نشان داده‌اند، بهترین رابطه بین قیمت و سود سهام، با استفاده از مدل غیرخطی مشخص می‌شود.

هنگامی که رابطه بین قیمت‌ها و بازدهی‌ها غیرخطی باشد، رفتار قیمت سهام در طی زمان متغیر خواهد بود. اگر فرض ثبات بازدهی نیز برقرار باشد، باز هم خطای محاسباتی وجود خواهد داشت. بنابراین، کمپل و شیلر (۱۹۸۸a, ۱۹۸۸b) تقریب لگاریتمی - خطی را از

چارچوب مدل ارزش حال فرض کردند، که رفتار قیمت‌های سهام را تحت هر مدلی از بازدهی‌ها انتظاری، ممکن می‌سازد. بنابراین، معادله ارزش حال به صورت زیر می‌شود:

$$P_t = \frac{\Phi}{1-\lambda} + E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i ((1-\lambda)d_{t+i} - r_{t+i}) \right] \quad [4]$$

با دوباره نوشتن معادله (۴) به فرم ضریب لگاریتم سود سهام - قیمت سهام، معادله ارزش حال به صورت زیر به دست می‌آید:

$$d_t - p_t = -\frac{\Phi}{1-\lambda} + E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i (-\Delta d_{t+i} + r_{t+i}) \right] \quad [5]$$

d_t و p_t به ترتیب لگاریتم قیمت حقیقی سهام و لگاریتم سود سهام می‌باشند. r_t لگاریتم نرخ تنزیل متغیر زمانی است. Φ و λ پارامترهای خطی‌سازی، هستند. اگر تغییرات در لگاریتم سود سهام و نرخ تنزیل، این فرآیند پایا را دنبال کنند، لگاریتم قیمت سهام و لگاریتم سود سهام هم‌انباشته با بردار همگرایی [1-1] می‌شوند و لگاریتم ضریب قیمت سهام - سود سهام فرآیند پایایی خواهد داشت.

بنابراین آزمون اعتبار معادله (۵)، شامل آزمون پایایی لگاریتم ضریب قیمت سهام - سود سهام است و نیازمند برآورد پارامتر مجهول هم‌انباشته یا به دست آوردن مقادیر اسمی آنها، توسط شاخص قیمتی مناسب، نیست. در ابتدا، معادله (۵) بیان می‌کند که اگر انتظار رشد سود سهام وجود داشته باشد، قیمت‌های جاری افزایش خواهند یافت در نتیجه، ضریب سود سهام - قیمت کاهش می‌یابد. درحالی‌که اگر پیش‌بینی شود که نرخ تنزیل در دوره‌ی آینده افزایش می‌یابد، انتظار کاهش رشد سود سهام می‌رود، قیمت‌های جاری کاهش می‌یابند و در نتیجه، ضریب سود سهام قیمت افزایش خواهد یافت.

نبود پایایی در ضریب سود سهام - قیمت یا عدم وجود هم‌انباشته‌گی بین قیمت‌های حقیقی و سود حقیقی سهام، می‌تواند به علت مؤلفه‌های غیر بنیادی در قیمت سهام باشد که تساوی (۲) را برقرار نمی‌سازند و موجب انحرافات موقت در این رابطه تعادلی می‌شوند. بنابراین، اعتبار مدل‌های ارزش حال خطی توصیف شده در بالا، رد می‌شود. با این حال، ضریب لگاریتم سود سهام قیمت در بلندمدت پایا خواهد ماند. حتماً چنین انحرافات بر رابطه پویا بین سود سهام قیمت سهام دلالت دارند. به نوعی این مؤلفه‌های غیر بنیادی به حباب

عقلایی نسبت داده می‌شوند، مثل حساب‌های سفته‌بازی و حساب‌های به‌طور دوره‌ای فروپاشنده [۲۲].

هنگامی که بازدهی‌های مورد انتظار در خلال زمان متغیر باشند، مدل ارزش حال به‌طور کلی بر وجود رابطه پایا بین متغیرهای در سطح انباشته P_t و D_t دلالت ندارد. در مقابل، آزمون‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر ضریب لگاریتم قیمت - سود سهام، با وجود بازدهی‌های متغیر زمانی، معتبر هستند. بررسی تجربی این پژوهش برطبق مفاهیم قابل آزمون مدل ارزش حال (۵) با بازدهی‌های مورد انتظار متغیر در طی زمان، است. هنگامی که تعدیلات در جهت ارزش بلندمدت لگاریتم قیمت - سود سهام، نامتقارن باشد، آزمون‌های هم‌انباشتگی متعارف توان پایینی خواهند داشت. اما طراحی M-TAR، انواع معین رفتارهای تعدیلی نامتقارن، که برای بینش عمیق‌تر ویژگی‌های ضریب لگاریتم قیمت سهام - سود سهام و رفتار قیمت سهام مورد نیاز است، را در بر دارد.

آزمون‌های هم‌انباشتگی متعارف بین قیمت سهام و سود سهام، یافته‌های مبهمی می‌دهند که به آزمون اجرا شده، تصریح آن، دوره نمونه و فراوانی داده‌ها وابسته هستند. در حقیقت با لحاظ شوک‌های مثبت و منفی ممکن است در هر تعدیلی به سمت ارزش بنیادی، نوعی عدم تقارن وجود داشته باشد. به علاوه آزمون‌های هم‌انباشتگی متقارن، در مقابل پیش‌زمینه‌ای از تعدیلات نامتقارن، قدرت کمتری دارند. به هر حال توانایی این روش‌ها برای شناسایی حساب به این فرض بستگی دارد که یک فرآیند اتورگرسیو، روند حساب را بتواند با یک ثابت، حدود واحد، توصیف نماید.

بنابراین با توجه به مبانی نظری ارائه شده روش عملی سنجش وجود حساب در این مقاله، تکنیک هم‌انباشتگی آستانه‌ای تکانه‌ای برای آزمون قیمت سهام و بازده نقدی سهام با تعدیل نامتقارن در بورس اوراق بهادار تهران، در نظر گرفته شده است.

۴- معرفی متغیرها و تخمین مدل

اگرچه بورس ایران در مقایسه با کشورهای صنعتی، جایگاه بسیار ضعیفی دارد و کلیه آمارها و گزارش‌های منتشره نیز مؤید این امر است، ولی طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۵ از نظر رشد شاخص کل قیمت سهام در بین بورس‌های مختلف دنیا، رتبه اول را داشته است.

فعالیت بورس اوراق بهادار در فاصله سال های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ رونق و رکودهای فراوانی را تجربه کرده است.

در نیمه اول سال ۱۳۸۷ به دلیل شرایط رکودی حاکم بر معاملات مسکن و انتقال نقدینگی از این بازار به بورس، روند مثبتی بر بازار حاکم بود. در نیمه دوم سال، با توجه به بحران مالی آمریکا و آثار آن بر اقتصاد جهانی، بازار سرمایه ایران نیز از شرایط رکودی حاکم بر جهان متأثر شد. این بحران باعث کاهش قیمت جهانی برخی فلزات از جمله فولاد شده است و همراه با سایر آثار انتظاری خود، موجبات کاهش مجدد شاخص های قیمت در بورس را فراهم آورد. [۲].

در نمودار (۱) پیوست می توان روند بیان شده را برای متغیرهای شاخص قیمت کل سهام و شاخص بازده نقدی مشاهده نمود. این صعود و سقوط در ظاهر امر حباب قیمتی تشخیص داده می شود که در ادامه به بررسی آن خواهیم پرداخت.

در این مطالعه، سری زمانی ماهانه متغیرهای زیر از آغاز فروردین ماه سال ۱۳۷۹ تا پایان آذر ماه سال ۱۳۸۷ در نظر گرفته شده است که از نشریه نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده اند.

شاخص کل قیمت سهام: شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران به نام تیپکس^۱ در سطح بین المللی شناخته شده است. این شاخص مهم ترین معیار سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار تهران و سنجش نوسان های قیمتی است.

شاخص بازده نقدی سهام: شاخص بازده نقدی سهام با عنوان تدیپیکس^۲ در سطح بین المللی شناخته شده است. این شاخص میزان بازده نقدی حاصل از سرمایه گذاری بر روی سهام را نشان می دهد و بیانگر سطح عمومی بازده نقدی پرداختی شرکت ها است.

روش آزمون در این پژوهش، تجزیه و تحلیل شاخص حقیقی قیمت سهام و سود حقیقی سهام با تعدیلات نامتقارن، است. متغیرها شامل شاخص کل قیمت سهام به سال پایه ۱۳۶۹ و بازده نقدی سهام برگرفته شده از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی از فروردین ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۸۷ هستند.

این آزمون فرآیند دو مرحله ای به صورت زیر دارد:

1. TEPIX
2. TEDPIX

در مرحله اول، رابطه تعادلی بلندمدت زیر برآورد می‌شود:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + u_t \quad [6]$$

P_t و D_t به ترتیب لگاریتم شاخص قیمت سهام و بازده نقدی سهام هستند و u_t جمله اختلال تصادفی است. در آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرانجر فرضیه $\alpha_1 = 0$ یعنی عدم هم‌انباشتگی آزمون می‌شود. رد فرضیه صفر دلالت دارد بر این که u_t پایدار با میانگین صفر است. این نتیجه دلالت بر ویژگی متقارن بودن تعدیل، دارد. از این رو رابطه بلندمدت، اکیداً متناسب با مقادیر صحیح u_{t-1} خواهد بود. به دلیل امکان پایداری نامتقارن، اندرس و گرانجر (۱۹۹۸) معادله بالا را به صورت روش گشتاور اتورگرسیو آستانه‌ای، بسط دادند. در مرحله دوم، برآورد OLS را از رگرسیون زیر برای ضرایب ρ_1 و ρ_2 به دست می‌آوریم:

$$\Delta u_t = I_t \rho_1 u_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 u_{t-1} + \sum_{i=1}^L \gamma_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon \quad [7]$$

ε_t اختلال نوین سفید است. پسماندهای u_t از معادله اول، را در معادله دوم جاگذاری کرده و سپس معادله به دست آمده را تخمین می‌زنیم. از آنجایی که معادله (۷) بدون جمله $\sum_{i=1}^L \gamma_i \Delta u_{t-i}$ ، ممکن است برای محاسبه پویایی‌های تعدیل Δu_t در جهت مقدار تعادلی بلندمدت کافی نباشد و به منظور اطمینان از این که خطاها فرآیندی اختلال نوین سفید را تقریب می‌زنند، در این معادله تغییرات با وقفه دنباله u_t اضافه شده است. I_t تابع شاخص هویساید^۱ است. اندرس و گرانجر (۱۹۹۸) تغییرات یک دوره گذشته پسماندها را در نظر می‌گیرند به طوری که:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta u_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta u_{t-1} \leq \tau \end{cases} \quad [8]$$

که τ مقدار آستانه است. شرط لازم برای پایایی دنباله $\{\Delta u_{t-1}\}$ آن است که $0 < \rho_1, \rho_2 < 2$ باشد. همگرایی یعنی در بلندمدت رابطه $\Delta u_{t-1} = 0 \forall \tau$ برقرار است. اگر مقادیر بلندمدت u_{t-1} کاهش یابد، تعدیل صورت گرفته، بر $\rho_2 u_{t-1}$ دلالت دارد. اگر

1. Heaviside

واریانس ε_t به اندازه کافی بزرگ باشد، این امکان وجود دارد که یکی از ضرایب بین ۲- و صفر و ضریب دیگر مساوی با صفر باشد. اگر این دنباله پایا باشد، برآورد حداقل مربعات از ρ_1 و ρ_2 توزیع چند متغیره نرمال مجانبی خواهد داشت. زمانی که تعدیلات نامتقارن باشند، به گونه‌ای که تکانه‌های بیشتری را در یک جهت خاص نسبت به دیگری نشان دهد، این مدل ارزش خاص دارد.

ابتدا فرضیه ریشه واحد، عدم همگرایی، $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = 0$ را با استفاده از آماره F آزمون می‌کنیم. اگر فرضیه جانشین پذیرفته شد، می‌توانیم فرضیه صفر تعدیل متقارن و خطی $H_0 = \rho_1 = \rho_2$ را در مقابل فرضیه رقیب تعدیل نامتقارن، با استفاده از آماره F متعارف آزمون کنیم. توزیع آماره F برای آزمون اول، از تعداد متغیرها در رابطه هم‌انباشتگی مشخص می‌شود.

مقدار آستانه به‌طور کلی ناشناخته است و نیازمند این است که همراه ρ_1 و ρ_2 ، برآورد شود. برای پیدا کردن برآورد سازگاری از مقادیر آستانه، برطبق روش شبکه‌ای^۱ چان (۱۹۹۳)، پسماندهای به‌دست آمده از رابطه هم‌انباشتگی (۶) را به از کمترین مقدار به بیشترین مقدار مرتب کرده و ۱۵٪ بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین مقادیر را کنار گذاشته و ۷۰٪ باقی‌مانده، می‌توانند به‌عنوان آستانه در نظر گرفته شوند. برای هر کدام از آستانه‌ها معادله (۷) را تخمین OLS می‌زنیم. آستانه بهین، کوچک‌ترین مجموع مربعات را می‌دهد. الف) در مرحله نخست برآوردی از ضریب ارزش‌گذاری^۲ لگاریتم قیمت - بازده نقدی سهام، به‌دست می‌آوریم. ابتدا با آستانه صفر مدل را تخمین می‌زنیم. نتایج حاصل از برآورد OLS برای آستانه صفر، در جدول (۱) پیوست منعکس شده است. با انجام آزمون‌های تشخیصی^۳، نبود خودهمبستگی، وجود واریانس همسانی، و نرمال بودن جملات پسماند تأیید می‌شود. آماره‌های این آزمون‌ها به ترتیب ۰/۸۸۵۴۶۸، ۰/۷۵۶۹۲۱ و ۴/۴۲۳۵۲۶ هستند.

حال به انجام آزمون ریشه واحد می‌پردازیم. ابتدا فرضیه صفر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ؛ یعنی عدم همگرایی و وجود ریشه واحد، با فرضیه جانشین تعدیل متقارن و خطی، را بررسی می‌کنیم.

-
1. Grid Method
 2. Valuation Ratio
 3. Diagnostic Check

اگر فرضیه صفر رد شود، در مرحله بعدی می‌توان فرضیه صفر تعدیل متقارن $\rho_1 = \rho_2$ با فرضیه جانشین تعدیل نامتقارن را آزمون کرد.

امکان مقایسه آماره F نمونه‌ای با مقادیر بحرانی آماره F مندرج در جدول این توزیع وجود ندارد. بنابراین همانند آزمون دیکی - فولر نمی‌توان از آماره F سنتی برای آزمون فرض صفر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ استفاده نمود [۱۲]. با توجه به مشخص بودن مقدار آماره و وجود یک تفاضل مرتبه اول با وقفه از متغیر وابسته و این که تعداد مشاهدات کمتر از ۵۰ است، چون مقدار آماره F نمونه‌ای طبق جدول (۲) پیوست، $0/230647$ ، کمتر از مقدار بحرانی آماره F جدول، $5/11$ ، است بنابراین در سطح ۹۵ درصد فرضیه صفر وجود ریشه واحد و عدم هم‌انباشتگی رد نمی‌شود. بنابراین مرحله بعد آزمون انجام نمی‌شود، چون هیچ‌گونه تعدیلی در جهت بلندمدت صورت نمی‌گیرد.

معادله برآورد شده برای آستانه صفر بر طبق جدول (۱) پیوست، به صورت زیر است:

$$\Delta u_t = -0.004309 - 0.03456 I_t u_{t-1} - 0.018712(1 - I_t) u_{t-1} + 0.39753 IAR(1) + \varepsilon_t \quad [9]$$

با توجه به این که ضرایب ρ_1 و ρ_2 از لحاظ آماری بی‌معنی هستند، نتیجه می‌شود که هیچ تعدیلی به سمت پایداری وجود ندارد. بنابراین رابطه بلندمدتی بین قیمت سهام و بازده نقدی سهام وجود نخواهد داشت.

ب) با وجود خطاهای اندازه‌گیری و یا هزینه‌های تعدیل ۱، دلیلی وجود ندارد فرض شود مقدار آستانه صفر باشد. با استفاده از روش چان مقدار بهینه آستانه متناظر با کمترین مجموع مربعات خطاها، $0/01788$ - به دست آمد. نتایج برآورد OLS با استفاده از آستانه بهین، در جدول (۳) پیوست منعکس شده است.

با انجام آزمون‌های تشخیصی، عدم وجود خودهمبستگی، وجود واریانس همسانی، و نرمال بودن جملات پسماند تأیید می‌شود. آماره‌ها برای این آزمون‌ها به ترتیب $0/840044$ ، $0/959371$ و $4/577537$ هستند.

حال به انجام آزمون ریشه واحد می‌پردازیم. ابتدا فرضیه صفر $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ، یعنی عدم همگرایی و وجود ریشه واحد، با فرضیه جانشین تعدیل متقارن و خطی، را بررسی می‌کنیم.

اگر فرضیه صفر رد شود، در مرحله بعدی می توان فرضیه صفر تعدیل متقارن $\rho_1 = \rho_2$ با فرضیه جانشین تعدیل نامتقارن را آزمون کرد.

طبق جدول (۴) پیوست، چون مقدار آماره F نمونه‌ای، $1/424074$ ، کمتر از مقدار بحرانی آماره F جدول، $5/11$ ، است بنابراین در سطح ۹۵ درصد فرضیه صفر وجود ریشه واحد و عدم هم‌انباشتگی رد نمی‌شود. بنابراین مرحله بعد آزمون انجام نمی‌شود. چون هیچگونه تعدیلی در جهت بلندمدت صورت نمی‌گیرد.

معادله برآورد شده برای آستانه بهین بر طبق جدول (۳) پیوست، به صورت زیر است:

$$\Delta u_t = -0.006364 + 0.131341I_t u_{t-1} - 0.030065(1 - I_t)u_{t-1} + 0.350917AR(1) + \varepsilon_t \quad [10]$$

با توجه به این که ضرایب ρ_1 و ρ_2 از لحاظ آماری بی‌معنی هستند، نتیجه می‌شود که هیچ تعدیلی به سمت پایداری وجود ندارد. نتیجه می‌شود که رابطه بلندمدتی بین قیمت سهام و بازده نقدی سهام وجود نخواهد داشت.

۵- نتیجه گیری

هدف از اجرای این پژوهش بررسی وجود یا نبود حباب عقلایی در شاخص کل قیمت سهام عادی بورس اوراق بهادار تهران است. برای رسیدن به این هدف، مدل ارزش حال بلندمدت با تعدیلات نامتقارن مورد آزمون قرار گرفت. بنابراین، شاخص کل قیمت سهام و بازده نقدی سهام طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۹ تا آبان ۱۳۸۷، جمع‌آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. با استفاده از روش M-TAR، در مرحله اول، با توجه به رد نشدن فرضیه صفر ریشه واحد، نتیجه می‌شود که لگاریتم قیمت سهام - بازده نقدی، ناپایا است. پس رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر قیمت سهام و متغیر بازده نقدی و در نتیجه همگرایی بین آن‌ها وجود ندارد. شواهد تجربی این پژوهش اعتبار بلندمدت مدل ارزش حال را با انتظارات متغیر زمانی برای بازار سهام تهران تأیید نمی‌کند. این یافته‌ها تأییدی هستند بر این که قیمت سهام مرتبط با مقدار بنیادی خود حرکت نمی‌کند. بنابراین ارتباط بین قیمت‌های سهام و بازده نقدی سهام شکست می‌خورد. از این رو، قیمت سهام هم‌حرکتی با بازده نقدی ندارد و حباب عقلایی در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. نبود هم‌انباشتگی، نبود رابطه بلند مدت است که در صورت وجود هم‌انباشتگی، رابطه کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش خواهد داشت.

- برای جلوگیری از ایجاد حساب در بازار بورس می‌توان به نکات زیر به عنوان پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی اشاره نمود:
- ۱- بهبودسازی کارآیی بازار و کاهش عدم تقارن اطلاعات در تقلیل دادن ماندگاری حساب‌ها مفید خواهد بود.
 - ۲- پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی آزمون برای وجود و نبود حساب‌ها با استفاده از داده‌هایی با فراوانی بالاتر، مثل هفتگی، روزانه، ساعتی و بالاتر، انجام شود.
 - ۳- بر طبق مطالعات انجام شده در زمینه رابطه بین شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای کلان اقتصادی، تصمیمات دولت از جوانب مختلف روی بازار اوراق بهادار اثر دارد. دولت باید در کاهش نرخ بهره به آثار آن توجه کامل نماید تا از ایجاد شدن بحران در بورس به عنوان اهرم اقتصاد جلوگیری نماید.
 - ۴- مهیا کردن فروش استقراضی می‌تواند عامل بازدارنده ایجاد حساب باشد. با وجود شرایط فروش استقراضی، سرمایه‌گذاران حرفه‌ای که تصمیمات عقلایی تری نسبت به سایر سهام‌داران می‌گیرند، می‌توانند از ایجاد شدن حساب جلوگیری کنند. آن‌ها با فروش استقراضی، عرضه‌داری‌ها را افزایش می‌دهند و در نتیجه از افزایش قیمت جلوگیری می‌نمایند.

منابع و مآخذ

۱. بابایی سمیرمی محمدرضا. بررسی وجود حساب‌های تورمی عقلایی مطالعه موردی ایران (۱۳۸۲-۱۳۴۲). پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری؛ ۱۳۸۴.
۲. پویان فر احمد، راعی رضا، محمدی شاپور. فرآیند شکل‌گیری قیمت‌ها در بورس تهران - رویکرد ریز ساختاری، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی ۱۳۸۸؛ ۱۶: ۲۱ - ۳۸.
۳. جونز، چالرز پی. مدیریت سرمایه‌گذاری. ترجمه رضا تهرانی و عسگر نوربخش، تهران، نگاه دانش، چاپ سوم ۱۳۸۶.
۴. رهگذر رضا. مدل‌های ارزش‌گذاری و کفایت آن در تعیین قیمت سهام، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی ۱۳۸۴؛ ۴۵: ۱۱۴ - ۱۳۰.

۵. سایت آماری www.cbi.ir، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۶. صمدی سعید، زهرا نصراللهی و امین زاهد مهر. آزمون کارایی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده فیلتر و الگوی CAPM، فصلنامه بررسی های اقتصادی ۱۳۸۶؛ ۴: ۹۱-۱۱۳.
۷. قریشی، میرحمید، . آیا حباب شرکت های سرمایه گذاری کوچک تر است؟، اقتصاد ایران ۱۳۸۲؛ ۱۵: ۲۲-۲۵.
۸. گداری اکبر. بررسی وجود حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران طی سالیان اخیر (۱۳۸۴-۱۳۸۳)، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس ۱۳۸۵.
۹. معدلت کورش. بررسی وجود حباب قیمتی در بورس بهادار تهران طی سال های اخیر، گزارش بانک مرکزی ۱۳۸۱.
۱۰. میرشمسی آرش. حباب های عقلایی در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی ۱۳۷۸.

11. Blanchard, Oliver. Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations, Economics Letters 1979; 3: 387-389, 2-10.
12. Campbell, John.A. & Shiller, Robert.J. Co integration and Tests of Present Value models, Journal of Political Economy 1987; 95: 1062-1088.
13. —————. The Dividends-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, Review of Financial studies 1988a; 1: 195-227.
14. —————. Stock Prices, and Expected Dividends, Journal of Finance 1988b; 43: 661-676.
15. Chan, K.S, . Consistency and limiting Distribution of the least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive model, The Annals of Statistics 1993; 21: 520-533.
16. Enders, Walter. Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons INC; 1995.
17. Enders, Walter & Granger, Clive.WJ. Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates, Journal of Business and Economic Statistics 1998; 16: 304-11.

18. Filardo, Andrew. Monetary Policy and Asset Price Bubbles: Calibrating the Monetary Policy Trade-Offs, BIS Working Paper, Bank of International Settlements 2004; 155: 2-8.
19. Garber, Peter.M. Famous First Bubbles: The Fundamentals of Early Manias, Cambridge, MA: MIT Press 2000.
20. Hamilton, James D, & Whiteman, Charles H. the Observable Implications of Self-fulfilling Expectations, Journal of Monetary Economics 1985; 16: 353-73.
21. Koustas, Zisimos & Serletis, Apostolos. Rational Bubbles or Persistent Deviations from Market Fundamentals?, Journal of Banking and Finance 2005; 29: 2523-2539, 1-15.
22. Levin, Sheen & Zajac, Edward.J, the Social Life of Financial Bubbles, Institutional Theory Conference 2001; 2-6.
23. Lever ton, Justin. Bubble Mania, the Park Place Economist, Journal of Economics, Wesleyan University 2002; X: 1-8.
24. Muth, John. Rational Expectations and Theory of Price Movements, Econometrica 1961; 29: 315-335, 2-11.
25. Newman, Peter & Milgate, Murry & Eatwell, John. The New Palgrave Dictionary of Money and Finance, London, Macmillan (three volumes) 1992; 74-76.
26. Nunes, Mauricio & Sergio, D.Silva. Rational Bubbles in Emerging Stock Markets, MPRA Paper 2007; 4641: 1-10.
27. Selody, Jack & Wilkins, Carolyn. Asset Price Misalignments and Monetary Policy: How Flexibility Should Inflation-Targeting Regime Be?, Bank of Canada, Discussion Paper 2007; 1-9.
28. Wei, S.Chi & Ling, C.Hsu & Shir.C, Yahn. Stock Prices and Dividends in Taiwan's Stock market: Evidence Based on Time-Varying Present Value Model, Economics Bulletin 2007; 7, 4: 1-12.
29. Westerhof, Feank. Bubbles and Crashes: Optimism, Trend Extrapolation and Panics, Journal of Theoretical and Applied finance 2003; 6, 8: 829-837, 2-4.