

## رابطه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمت

محمد رضا شورورزی<sup>۱</sup>

دانشگاه آزاد اسلامی، واحد نیشابور، گروه

حسابداری

هادی قوامی<sup>۲</sup>

استادیار دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده

علوم اداری و اقتصاد

حمید حسین پور<sup>۳</sup>

دانشگاه آزاد اسلامی، واحد نیشابور، گروه

حسابداری

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۶/۲۵

### چکیده

در شرایط وجود حباب در بازار بورس، ارزش گذاری سهام شرکت‌ها بر مبنای عملکرد واقعی آنها انجام نمی‌شود و قیمت‌ها به عنوان یک نماگر نمی‌توانند عملکرد آنها را نشان دهند.

هدف تحقیق حاضر بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه<sup>۴</sup> و بروز حباب قیمت در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۷ الی ۱۳۸۹، با استفاده از آزمون‌های تسلسل<sup>۵</sup>، استقلال (خی دو)<sup>۶</sup> و رگرسیون لجستیک باینری<sup>۷</sup> می‌باشد. آزمون‌های فوق بر روی ۷۰ شرکت که از بین ۴۰۰ شرکت به

۱- نویسنده مسئول: m\_r\_shoorvarzy@yahoo.com

2- Ghavam\_h@yahoo. Com

3- h.hosseinpur@gmail.com

4- clarity of stock market information

5- Runs test

6- Independence test

7- Binary logistic regression

عنوان نمونه انتخاب شده است، اجرا شده است. در تحقیق حاضر ابتدا بازدهی واقعی شرکت‌ها به صورت روزانه با استفاده از نرم افزارهای تخصصی سازمان بورس و اوراق بهادار از قبیل نرم افزار تدبیر پرداز و ره آورد نوین جمع آوری گردید و سپس توسط نرم افزار اکسل، پردازش‌های اولیه بر روی آنها انجام گردید و از این اطلاعات جهت آزمون تسلسل در محیط Spss استفاده شد. فرضیه اول تحقیق بررسی وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های حبابدار می‌باشد که نتایج حاکی از آن است که تفاوت معناداری در وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های حبابدار وجود دارد و شفافیت (توزیع) اطلاعات در بین این شرکت‌ها در حد متوسط می‌باشد. فرضیه دوم نیز بررسی وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های غیر حبابدار می‌باشد و نتایج نشان می‌دهد که تفاوت معناداری در وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های غیر حبابدار وجود دارد و شفافیت (توزیع) اطلاعات در بین این شرکت‌ها خیلی زیاد می‌باشد. نتایج تحقیق حاصل از فرضیه سوم پس از آزمون تسلسل حاکی از آن است که بین وضعیت شفافیت اطلاعات و بروز حباب قیمتی ارتباط وجود دارد و شفافیت اطلاعاتی در شرکت‌های حبابدار متوسط و در شرکت‌های غیر حبابدار شفافیت اطلاعات خیلی زیاد می‌باشد.

**واژه‌های کلیدی:** حباب قیمت، آزمون تسلسل، آزمون استقلال، بورس اوراق بهادار تهران  
**طبقه بندی JEL:** C۵۳؛ C۱۲، N۲۵؛ M۴۱.

## Relationship between Clarity of Stock Market Information and The Appearing of Price bubble

**Mohammad Reza shoorvarzy**

*Department of Accounting, Neyshabur Branch, Islamic Azad University*

**Hadi Ghavami**

*Assistant Professor in Faculty of Economic and Administrative sciences, Ferdowsi University of Mashhad*

**Hamid Hosseinpour**

*Department of Accounting, Neyshabur Branch, Islamic Azad University*

Received: 15 Sep 2012

Accept: 13 Mar 2013

### Abstract

In the bubble, State of Stock exchange the stock valuation of companies based on their actual performance and price are not taken as an indicator of performance can not show it.

The present study investigated the relationship between clarity and price bubbles companies incidence of Tehran Stock Exchange during the years 2008 to 2010, by

using the continuity and independence tests (chi-square) and binary logistic regression is. These tests on 70 companies of which are chosen among 400 companies has been implemented. Hazrabtda research companies in real returns on a daily basis using specialized software such as the securities and exchange process or and software to deviseane wRA and then collected by Excel software, the initial processing was done on them and these data were used for the test sequence spss environment. The first hypothesis of the study is Hbabdar clarity in companies, The results indicate that significant differences exist in the clarity of information on companies Hbabdar And clarity (distributed) information between the companies is average. The second hypothesis is also investigating transparency in companies Ghyrhbabdar The results indicated that there was no significant difference in the clarity and transparency of information Ghyrhbabdar companies (distribution) information between the companies is very high. The third hypothesis of the continuity test result Syndicate that there is a relation between the openness and clarity of price information and occurrence of bubbles in companies and in companies Ghyrhbabdar Hbabdar average clarity of informationis is very much.

**Keywords:** Price bubble ,Runs test, Independence test, Tehran Stock Exchange  
**JEL classification:** M41; N25; C12;C53

## ۱. مقدمه

سرمایه گذاری قطب اصلی اقتصاد هر کشور می باشد، و این قطب از طریق مبادله سهام شرکت ها در بازار بورس اوراق بهادار تامین می گردد. اگر قیمت سهام در بازار منطقی نبوده و دارای نوسانات بسیار شدید باشد، جذابیت این گزینه سرمایه گذاری به شدت کاهش یافته و در نتیجه شاهد خروج سرمایه از این بازار خواهیم بود و در نهایت منجر به کاهش سرمایه گذاری در شرکت های بورسی و کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. از طرفی دیگر به نظر می رسد هر گاه کاهش شدید در قیمت سهام به وقوع پیوسته، قبل از آن افزایش شدیدی هم وجود داشته است به همین دلیل شناسایی دلایل افزایش قیمت سهام در بورس می تواند به تحلیل این موضوع کمک کند که آیا این افزایش ناشی از عوامل بینادین می باشد یا اینکه عوامل دیگری در این امر دخیل هستند. با شناسایی این امر می توان علائم ایجاد حباب در بورس را شناسایی کرده که این امر سیاست گذاران اقتصادی و فعالان بازار کمک می نماید تا از تشدید رکود و در نتیجه سقوط بازار جلوگیری نمایند.

## ۲. بیان مساله و اهمیت آن:

سرمایه گذاری یکی از عوامل کلیدی در رشد اقتصادی کشور محسوب می شود. بازار سرمایه

به عنوان یکی از مهم‌ترین گزینه‌های سرمایه‌گذاری، جایگاه مناسبی برای جذب سرمایه‌ها به شمار می‌رود و سرمایه‌گذاران فردی و نهادی با در نظر گرفتن درجه ریسک پذیری و بازدهی مورد انتظار، سهام مورد نظر خود را انتخاب می‌کنند. در نتیجه بازارهای سرمایه باید کارایی لازم را برای جذب سرمایه‌گذاران و تامین منابع مالی و در نتیجه تخصیص بهینه منابع جهت بازدهی بیشتر آنها داشته باشند. برای رسیدن بازار سرمایه به این کارایی لازم است که نوسانات در بازار به صورت منطقی و بر اساس عوامل بنیادی ایجاد شود. بر اساس فرضیه بازار کارآ، تغییرات در ارزش بنیادین به نوسانات قیمت دارایی منجر می‌شود. با این حال، محققان دریافته‌اند که علی‌رغم عدم وجود تغییرات در عوامل بنیادین، تغییرات با اهمیتی در قیمت دارایی‌ها اتفاق می‌افتد و عوامل متعددی می‌تواند قیمت را تحت تاثیر قرار دهد. برای مثال بلک<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) بیان می‌کند که تعداد بسیار کم اطلاعات جدیدی که منتشر می‌شود نمی‌تواند بسیاری از تغییرات در بازدهی سهام شرکت‌ها را توجیه کند (Blake, 1988) به طرز مشابهی تحقیقات کاتلر، پوتربا و سامرز (۱۹۸۹)، مشکل بودن توجیه بخش بزرگی از تغییرات قیمت سهام توسط انتشار اطلاعات جدید را نشان می‌دهد (Cutler, Pvrtrba and Summers, 1989).

فرضیه بازار کارآ یکی از اساسی‌ترین یافته‌های علم مدیریت مالی است که بر اساس آن، قیمت اوراق بهادار تمامی اطلاعات در دسترس در مورد آن اوراق بهادار را منعکس می‌کند. بر این اساس سرمایه‌گذاران بایستی انتظار بازدهی معمولی را از سهام داشته باشند و شرکت نیز بایستی انتظار فروش سهام خود به قیمت ذاتی (ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی) را داشته باشد. بر اساس این فرضیه کسب بازدهی غیر عادی در بازار غیر ممکن است. بر اساس فرضیه بازار کارآ تغییرات مشاهده شده در قیمت سهام بایستی غیر همبسته باشند. چرا که وقتی بازار کارآ است، تغییرات قیمت سهام در نتیجه‌ی انتشار اطلاعات جدید اتفاق می‌افتد و چون اطلاعات به صورت اوانز<sup>۲</sup> (۱۹۸۶) اشاره می‌کند. (Evans, 1986) که اگر بازار کارآ باشد، در این صورت وجود یک حباب بورس بازانه باید به معنی وجود یک توزیع چوله از بازدهی‌ها باشد؛ چولگی منفی معنی دار به معنی وجود حباب خواهد بود. (Chan, Mcqueen and Hurley, 1998). برای آزمون وجود حباب، ضریب چولگی بازدهی‌های ماهانه و بازدهی‌های روزانه محاسبه می‌شود. چولگی معیاری

1- Blake, 1988

2- Evans, 1986

برای اندازه‌گیری نامتقارن بودن داده‌ها حول میانگین می‌باشد. یک توزیع، زمانی چولگی دارد که یکی از دنباله‌های آن طولانی‌تر از دیگری باشد که منجر به توزیعی می‌گردد که میانگین و میانه آن باهم مساوی نیستند تصادفی منتشر می‌شوند، لذا قیمت سهام بایستی به‌صورت تصادفی تغییر کند.

هر چند که در کوتاه‌مدت بازار دارای نوساناتی است که البته ماهیت بازار هم همین را اقتضا می‌کند، ولی در بلندمدت قیمت سهام باید براساس عوامل منطقی شرکت‌ها و اطلاعات منتشره درباره آنها تعیین گردد. چنان‌چه قیمت سهام به دلیل عوامل غیر منطقی تغییر نموده و دارای نوسانات بسیار شدیدی باشد، جذابیت این گزینه سرمایه‌گذاری به شدت کاهش یافته و در نتیجه شاهد خروجی سرمایه‌ها از این بازار خواهیم بود که نهایتاً باعث کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. تغییرات غیر منطقی در قیمت سهام منجر به ایجاد حساب در قیمت آن سهام می‌گردد. (در زمان T هیچ سرمایه‌گذار منطقی بیش از ارزش نهایی دارایی پرداخت نخواهد کرد و به همین شکل هیچ سرمایه‌گذار منطقی در زمان T-1 قیمتی بیش از ارزش نهایی تنزیل شده پرداخت نمی‌کند و الی آخر. بنابراین هیچ‌گونه حساب عقلایی نمی‌تواند شروع شود چون همه سرمایه‌گذاران پایان آن را پیش‌بینی می‌کنند. عوامل منطقی عواملی است که ذاتاً درست است و هیچ عقل سلیمی آن را غیر منطقی فرض نمی‌کند).

بروز حساب قیمتی در اکثر بازارها به عنوان یک مساله ناخوشایند تلقی شده که شدت پیدا کردن آن نهایتاً منجر به بروز بحران‌های مالی می‌گردد. به عنوان مثال بحران مالی سال ۱۹۳۰ به مدت ۵ سال جهان را در رکود کامل قرار داد که ناشی از بروز حساب قیمت در بازار سرمایه نیویورک بوده است. هم‌چنین مورد دیگری از بحران‌های مالی ناشی از حساب می‌توان به بحران مالی بازار سرمایه مالزی در دهه اخیر اشاره کرد که حتی نزدیک بود به فروپاشی ساختار سیاسی کشور نیز منجر شود. همه موارد گویای این واقعیت است که عدم شناسایی عوامل بروز حساب در بازار می‌تواند نقش موثری در بروز بحران‌های مالی و حتی بحران اقتصادی در کشور داشته باشد که مهم‌ترین پیامد این بحران خروج سرمایه از بازارهای سرمایه و حتی از کشور می‌باشد.

رشد قیمت سهام در بازار سرمایه ایران در فاصله سال‌های ۱۳۸۷ تا اواسط ۱۳۸۹ مورد توجه فعالان بازار و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است. این امر اگر چه در نظر اول مطلوب بود ولی رکورد بازار و کاهش قیمت‌ها در ماه‌های بعد باعث شد تا مسئولان بازار درباره عوامل موثر بر

افزایش قیمت‌ها و متعاقب آن کاهش در قیمت‌ها تامل کنند. آنچه مسلم است این است که قیمت در بازار سرمایه باید براساس عوامل بنیادی و منطقی تعیین گردد. بنابراین در تحقیق حاضر سعی می‌گردد تا از طریق بررسی نوسانات قیمت‌ها به طور ناگهانی و استمرار رشد آنها، حباب قیمتی را شناسایی کرده و سپس یکی از عوامل تاثیرگذار در بروز حباب را مشخص نموده و در پایان راهکار مناسبی برای جلوگیری از بروز حباب قیمت در بازار سرمایه ایران ارائه نماید.

#### فرضیات تحقیق به شرح زیر است:

بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمتی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.  
فرضیه فرعی اول: وضعیت شفافیت در شرکت‌های جابدار، به طور معنی داری متفاوت است.  
فرضیه فرعی دوم: وضعیت شفافیت در شرکت‌های غیر جابدار، به طور معنی داری متفاوت است.

### ۳. پیشنهاد تحقیق

#### ۳-۱. مطالعات خارجی

در خارج از کشور ادبیات گسترده‌ای درباره این موضوع وجود دارد. هارت<sup>۱</sup> (۱۹۷۷) به طور رسمی حباب قیمت را با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی در بازار دارایی‌ها مورد تحلیل قرار داده است (Hart, 1997).

جارود<sup>۲</sup> (۱۹۹۲) تحلیل‌های هارت را به وضعیت احتمالی نیز تعمیم داده و همان نتایج را به دست آورد (Jarrod, 1992).

اولین تحقیق در مورد حباب قیمت‌ها در بازار سهام، توسط شیلر<sup>۳</sup> (۱۹۸۱) با مقاله‌ای تحت عنوان «آیا تغییرات قیمت سهام تابعی از ارزش‌های جریان سود نقدی زمان حال و آینده است یا خیر؟» انجام شد. شیلر در مقاله مذکور با استفاده از داده‌های سالانه ۱۸۷۱ - ۱۹۷۶ و بهره‌گیری از

1- Hart, 1997

2- Jarrod, 1992

3- Shiller, 1981

آزمون کران واریانس<sup>۱</sup> به این نتیجه رسید که تغییرات قیمت‌ها، به وسیله تغییر در ارزش حال جریان سود نقدی قابل توضیح نیست (Shiller, 1981).

هم‌چنین دو تن از محقق استدلال آورده‌اند که شرکت‌هایی که افشاگری بالاتری دارند نسبت به شرکت‌ها با افشاگری پایین‌تر سود آورترند. اغلب افشاگری‌های معمول باعث تعدیلات رو به پایین در قیمت سهام و در پاسخ به انتظارات بر باد رفته می‌شوند. عدم تقارن کمتر اطلاعات برای بازار سرمایه بسیار سودمند است و دلیل آن افزایش نقدینگی سهام شرکت، کاهش کم ارزشی سهام شرکت و پایین آوردن هزینه سرمایه می‌باشد (Elliot and Jacobson, 1994).

بوتسن<sup>۳</sup> ارتباط بین رویه افشاگری شرکت و هزینه سرمایه شرکت را در صنعت ماشین آلات آزموده است. او در یافت که یک ارتباط منفی بین سیاست‌های افشاگری و هزینه سرمایه شرکت وجود دارد، هم‌چنین وی توانست یک ارتباط منفی بین افشاگری و نقدینگی بازار بیابد. هر دو این ارتباطات تنها در مورد شرکت‌هایی بود که تحلیل‌گران مالی کمتر به سراغشان می‌روند و شرکت‌هایی با تعداد بالایی افراد مشتاق به تحلیل‌گری را شامل نمی‌شد.

چنگ و لو<sup>۴</sup> (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های سالانه قیمت سهام را طی دوره ۲۰۰۴-۱۸۷۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق عدم وجود حباب قیمتی را رد کرد (Cheng and Lu, 2009).

فاما<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) در پژوهش خود با مطرح کردن این فرضیه که "آیا رشد قیمت سهام ناشی از سیاست‌های پولی و مالی دولت بوده است" حباب قیمت را با استفاده از وابستگی دیرش مورد بررسی قرارداد و برای نشان دادن واکنش بازدهی سهم به سیاست پولی از مدل VAR استفاده کرد. بررسی‌ها نشان داد حباب ایجاد شده از نوع حباب عقلایی می‌باشد و سیاست‌ها با تاخیر یک ماه روی بازدهی سهم ایجاد شده است و بازدهی سهم بر اساس سیاست پولی یک ماه گذشته قابل پیش‌بینی است (Fama, 2010).

- 1- Variance Bound Test
- 2- Elliot and Jacobson, 1994
- 3- Botosan
- 4- Cheng & Lu, 2009
- 5- Fama, 2010

## ۳-۲. نتایج تحقیقات داخلی

کیانی و میرشمسی (۱۳۷۸) مساله حباب عقلایی را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که فرضیه وجود حباب‌های عقلایی را نمی‌توان در سهام بورس تهران رد کرد.

گداری (۱۳۸۵) به بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۴ پرداخته و موضوع حباب‌های عقلایی را مورد مطالعه قرار داده است. در تحقیق مزبور به منظور تشخیص وجود حباب قیمتی از آزمون پایایی<sup>۱</sup> نسبت قیمت به سود سهم استفاده شده است و با تأیید فرضیه‌هایش وجود حباب قیمتی در سهام بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته می‌شود. (Godari A. 2006)

سلطانی (۱۳۸۶) به بررسی حباب‌های قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۷۰، برای ۷۰ شرکت فعال در بورس پرداخته است. وی برای کشف حباب در قیمت سهام شرکت‌ها از روش هم‌جمعی<sup>۲</sup> استفاده کرده است. نتیجه حاصل نشان داد که در سطح ۹۵ درصد، ۵۵ درصد شرکت‌های مورد بررسی دارای حباب در قیمت سهام خود هستند (Soltani, 2007).

قلی‌پور (۱۳۸۹) به بررسی تاثیر سرمایه‌گذاران نهادی در ایجاد حباب قیمتی سهام شرکت‌های مشمول خصوصی سازی طبق اصل ۴۴ قانون اساسی پرداخته است و به این نتیجه رسیده است که کل جامعه مورد بررسی تحقیق حباب داشته‌اند (Gholipour, 2010).

سبزه‌یی و عباسلو (۱۳۹۰) به بررسی وجود حباب قیمتی ۵۰ شرکت فعال بورس در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ توسط آزمون زوج‌ها پرداخته است. نتایج به دست آمده، موید حبابی بودن بیش از ۵۰ درصد از شرکت‌های فعال بوده است (Sabzeii F. and Abasloo M. 2011).

## ۴. روش تحقیق

تحقیق حاضر با هدف بررسی تاثیر عدم شفافیت اطلاعاتی بر بروز حباب قیمتی بوده و

- 
- 1- Stationary
  - 2- Co-integration



روش‌های آماری مورد استفاده در این پژوهش از نوع توصیفی و استنباطی است. آمار توصیفی به کار رفته در این تحقیق شامل میانگین، مد و انحراف معیار می‌باشد و آمار استنباطی به کار برده شده شامل آزمون تسلسل، آزمون استقلال (خی دو) و رگرسیون لاجستیک باینری است.

#### ۴-۱. روش‌های تجزیه و تحلیل اطلاعات

اولین سری آزمون‌های مورد استفاده برای بررسی وجود حساب، بررسی بازدهی‌ها برای تعیین ویژگی‌های تجربی حساب‌ها شامل کشیدگی<sup>۱</sup> و چولگی<sup>۲</sup> می‌باشد. این ویژگی‌ها از خواص حساب‌ها به شمار می‌رود؛ به عبارت دیگر زمانی که حساب وجود دارد، دامنه‌ی توزیع بازدهی‌های مثبت غیر عادی کشیده می‌باشد که به دنبال آن سقوط قیمت‌ها (افت‌های بسیار تند در قیمت سهام که منجر به بازدهی‌های غیر عادی منفی می‌گردد) اتفاق می‌افتد. و همچنین تئوری آماری وابستگی دیرش<sup>۳</sup> که بر پایه این فرض استوار است که در زمان وجود حساب، احتمال پایان یافتن سلسله‌ی بازدهی‌های مثبت غیر عادی با طولانی شدن سلسله کاهش می‌یابد؛ به عبارت دیگر تابع مخاطره<sup>۴</sup> دارای شیب منفی است. دومین سری آزمون‌های تحقیق، آزمون استقلال می‌باشد که برای نمایش وابستگی حساب‌های قیمتی موجود در شرکت‌ها به وضعیت شفافیت اطلاعات در آنها به کار گرفته شده است. سری سوم آزمون‌های تحقیق، آزمون لاجیت است که به عنوان مکمل آزمون استقلال برای فرضیه اصلی مورد استفاده قرار گرفته تا چگونگی (یکنواختی یا عدم یکنواختی) توزیع اطلاعات در شرکت‌های حسابدار و غیر حسابدار را نمایش دهد.

#### ۴-۲. وابستگی سریالی: آزمون تسلسل

یک روش برای آزمون وجود حساب، آزمون وابستگی سریالی بازدهی‌ها می‌باشد. همبستگی سریالی به همبستگی بازدهی‌های متوالی در طول زمان مربوط می‌شود. یکی از ابزارهای شناسایی وابستگی سریالی آزمون تسلسل<sup>۵</sup> است.

- 1- Kurtosis
- 2- Skewness
- 3- Duration Dependence
- 4- Hazard Function
- 5- Runs Test

## ۴-۲. آزمون تسلسل

این تحقیق از نوع توصیفی - آرشویی است که براساس آزمونی در آمار ناپارامتریک به نام آزمون زوج‌ها جهت نشان دادن تفاوت معنی‌دار و منطقی میان زوج‌های شمارش شده و زوج‌های مورد انتظار استفاده شده است. در شرکت‌های مورد نظر چنانچه این تفاوت دیده شود حساب وجود دارد و اگر این تفاوت بی‌معنی باشد، حساب وجود ندارد. آزمون زوج‌ها، برای هر یک نمونه‌ها به شرح ذیل محاسبه شدند. پس از جمع‌آوری سود نقدی، قیمت ابتدایی و قیمت پایانی روزانه سهام هر شرکت مورد تحقیق، بازده نقدی و قیمت، روزانه سهام هر شرکت محاسبه شد و با میانگین بازدهی‌های روزانه هر شرکت مقایسه شد. بازدهی هر شرکت که کمتر از میانگین شد، علامت منفی و بازدهی هر روز که بزرگتر از میانگین شد، علامت مثبت دریافت کرد. با توجه به اینکه تغییر علامت به معنی آغاز زوج‌های جدید بود، تعداد زوج‌ها در دوره مورد بررسی شمارش شد. زوج‌ها شامل یک یا چند علامت مثبت یا منفی است. به عبارت دیگر زمانی که علامت تغییر می‌کند یک زوج‌های جدید شروع شده است. برای مثال رشته (+++) یک زوج‌های محسوب می‌شود، در حالی که (+ - +) سه زوج‌ها خواهد بود. تعداد کل مثبت‌ها و منفی‌ها شمارش می‌شود. تعداد زوج‌های مورد انتظار و انحراف معیار زوج‌ها از طریق فرمول‌های مربوطه به‌دست می‌آید (گجراتی، ۱۳۸۳).

$$E(R) = \frac{2(n_1)(n_2)}{n_1 + n_2} + 1 \quad (1)$$

$$\delta = \sqrt{\frac{2n_1n_2[2(n_1n_2) - n_1 - n_2]}{(n_1 + n_2)^2(n_1 + n_2 - 1)}} \quad (2)$$

سپس با استفاده از آزمون  $Z$ ، تفاوت تعداد زوج‌های مورد انتظار و تعداد زوج‌های شمارش شده بررسی شد. در صورت قرار گرفتن آماره آزمون در ناحیه بحرانی توزیع  $Z$ ، فرض  $H_0$  رد شده و نتیجه‌گیری می‌شود که بین تعداد زوج‌های شمارش شده و تعداد زوج‌های مورد انتظار تفاوت معنی‌داری وجود دارد و در نتیجه سهام شرکت در دوره مورد بررسی دارای حساب است. در غیر این صورت، اگر آماره آزمون در منطقه قرار بگیرد، فرض تایید شده و بیانگر نبود حساب است.

$$\begin{cases} H_0 : \mu = \mu_0 & \text{بین تعداد دوهای شمارش شده و تعداد دوهای مورد انتظار تفاوت معنی داری وجود ندارد} \\ H_1 : \mu \neq \mu_0 & \text{بین تعداد دوهای شمارش شده و تعداد دوهای مورد انتظار تفاوت معنی داری وجود دارد} \end{cases}$$

دقت آزمون زوجها در اندازه گیری حساب برای بازدهی های روزانه است. چون در سری زمانی بازدهی های ماهانه، تمامی نوسانات روزهای ماه نادیده گرفته می شود، به همین دلیل می توان گفت که نتایج حاصل از بازدهی های روزانه، قابل قبول تر از بازدهی های ماهانه است. بازدهی نقدی و قیمت تحقیق حاضر، بازدهی اسمی است که از تقسیم تغییرات شاخص (بازدهی نقدی و قیمت هر روز) به علاوه سود نقدی پرداخت شده بر مقدار شاخص در اول دوره به دست آمده است. بازدهی های روزانه سهام با نرم افزار Excel محاسبه شده، سپس در نرم افزار Spss با استفاده از آزمون زوجها در آمار ناپارامتریک به بررسی وجود حساب پرداخته می شود.

#### ۴-۴. آزمون های خود همبستگی

آزمون های تسلسل به تجزیه و تحلیل جهت بازدهی ها محدود می شود. علاوه بر این برای آزمون همبستگی سریالی می توان از روش هایی که به دامنه مشاهدات تمرکز می کنند استفاده کرد. یکی از این روش ها آزمون خود همبستگی بازدهی هاست. برای آزمون خود همبستگی، بازدهی های ماهانه را بر دوازده ماه گذشته رگرس می شود. علاوه بر این بازدهی های هفتگی نیز به بازدهی های پنج هفته قبل رگرس می گردد. خود همبستگی مثبت مرتبه اول به معنی وجود حساب خواهد بود.

#### ۴-۴-۱. آزمون کشیدگی و دنباله

همانند آزمون تسلسل، آزمون های دنباله به توزیع تغییرات قیمت یا به عبارت دیگر توزیع بازدهی می پردازد. زمانی که حساب رشد می کند، بازدهی های مثبت کوچکی ایجاد می کند که در زمان سقوط با بازدهی های منفی دنبال می گردد. توزیع این بازدهی ها کشیده (پتو کورتیک<sup>۱</sup>) خواهد بود (یعنی سقوط مشاهدات دور افتاده ای<sup>۲</sup> ایجاد خواهند کرد که منجر به ایجاد توزیع هایی با دنباله های چاق می شود).

این فرایند نشان می دهد که ضریب کشیدگی برای تغییرات قیمت می تواند نشانه ی وجود

1- Leptokurtic

2- Outlids

حباب در قیمت سهام باشد. بنابراین ضریب کشیدگی بازدهی‌های واقعی ماهانه و بازدهی‌های اسمی هفتگی نمونه محاسبه می‌شود. کشیدگی یک توزیع از فرمول ذیل محاسبه می‌شود (بروکس<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲).

$$\text{کشیدگی} = \frac{E(X-\mu)^4}{\sigma^4} = \frac{\mu^4}{\sigma^4} \quad (۳)$$

که در آن  $x$  ارزش مشاهده شده است. کشیدگی یک توزیع نرمال برابر سه می‌باشد.

#### ۴-۲. آزمون میانه

اوانز اشاره می‌کند اگر بازار کارآ باشد، در صورت وجود یک حباب بورس بازانه ارزش‌گذاری‌های بازار می‌تواند تفاوت اساسی با ارزش‌های بنیادین یک دارایی داشته باشد. اصطلاح «حباب بورس بازانه» معمولاً برای توضیح وضعیتی به کار می‌روند که در آن قیمت‌های دارایی با توضیحات عقلایی اقتصادی ناهمخوانی دارد. از نظر تاریخی، محققان حباب‌های بورس بازانه در بازارهای مالی را نشان دهنده‌ی رفتار غیر عقلایی معامله‌گران می‌دانند. حباب زمانی اتفاق می‌افتد که قیمت‌ها به دنبال تغییرات مورد انتظار مثبت به صورت مستمر افزایش می‌یابند. این حرکات قیمت در واقع مستقل از عوامل بنیادین بازار اتفاق می‌افتند. با این حال اخیراً برخی محققان امکان وقوع حباب‌های قیمت عقلایی در بازارهای مالی را مطرح کرده‌اند. نرخ رشد مورد انتظار مشوقی برای ماندن سرمایه‌گذاران در بازار می‌باشد، هر چند این سرمایه‌گذاران از بالا بودن قیمت‌ها آگاهی دارند. بنابراین قیمت‌های بازار می‌تواند ناشی از انتظار سرمایه‌گذاران از احتمال وقوع بازدهی‌های بالا بوده و به همین دلیل عقلایی باشد. استدلال دیگر این است که متغیرهای «لکه خورشیدی» (یعنی متغیرهایی که ارتباطی به عوامل بنیادین اقتصادی ندارند) می‌توانند شرایط تعادلی یک اقتصاد را تحت تاثیر قرار داده و باعث ایجاد حباب شوند. مفهوم محاسبه ارزش یک دارایی از طریق عوامل بنیادین بازار ریشه در نظریه اقتصادی معتبری دارد. این نظریه بر این عقیده استوار است که فعالان عقلایی عمل می‌کنند و بازارها کارآ هستند. با این حال وجود حباب قیمت دارایی این سوال اساسی را برای محققان مطرح کرده که آیا بازارهای دارایی‌ها کارآ هستند. در

1- Brooks

یک بازار کارآ، ارزش بازار یک دارایی و ارزش ذاتی آن (یعنی ارزش فعلی جریان‌های نقدی مورد انتظار آتی) برابر هستند. بر اساس این فرضیه، قیمت‌های دارایی‌ها تنها هنگام انتشار اطلاعات جدید موثر بر جریان‌های نقدی آتی تغییر می‌یابد و چون این اطلاعات به شکل تصادفی منتشر می‌شوند، بنابراین قیمت باید از یک گام تصادفی پیروی کند. به جای حساب بورس بازانه حساب غیر عقلایی هم می‌توان به کار برد ولی حساب بورس بازانه واژه ای است که در بورس کاربرد زیادی دارد.

باید به معنی وجود یک توزیع چوله از بازدهی‌ها باشد، چولگی منفی معنی دار به معنی وجود حساب خواهد بود. برای آزمون وجود حساب، ضریب چولگی بازدهی‌های ماهانه و بازدهی‌های روزانه محاسبه چولگی معیاری برای اندازه گیری نامتقارن بودن داده‌ها حول میانگین می‌باشد. یک توزیع، زمانی چولگی دارد که یکی از دنباله‌های آن طولانی تر از دیگری باشد منجر به توزیعی می‌گردد که میانگین و میانه آن با هم مساوی نیستند. چولگی یک توزیع با معادله زیر محاسبه می‌شود (بروکس، ۲۰۰۲).

$$skewness = \frac{E[(X-\mu)^3]}{\sigma^3} = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \quad (4)$$

چولگی توزیع نرمال برابر صفر است.

#### ۴-۵. آزمون وابستگی دیرش

در این مقاله قبل از آزمون‌های چولگی، کشیدگی، تسلسل و آزمون وابستگی دیرش، آزمون پایایی انجام شد. قبل از آزمون‌ها به بررسی حساب و ارائه مدلی برای پیش‌بینی حساب، آزمون پایایی برای تمامی سری‌های زمانی انجام گردید. وجود ناپایایی در سری‌های مورد استفاده در یک مدل می‌تواند موجب رگرسیون کاذب و در نتیجه استنباط‌های غلط آماری شود. برای آزمون پایایی از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. آزمون وابستگی دیرش آزمونی است که توسط محققین زیادی چه در داخل و خارج شده است و نشان دهنده بروز حساب بوده هست؛ هر چند این آزمون به تنهایی نشان دهنده احتمال ۱۰۰ درصد وجود حساب نیست. گرچه آزمون‌های شناسایی مانند آزمون‌های تسلسل، آزمون‌های دنباله و آزمون‌های چولگی می‌توانند وجود حساب را نشان دهند، ولی این آزمون‌ها ممکن است قانع کننده نباشند. ویژگی‌های بازده مانند خودهمبستگی، کشیدگی و چولگی می‌توانند ناشی از تغییرات در عوامل

بنیادی نیز باشند. مک کوین و تورلی<sup>۱</sup>، آزمونی را برای شناسایی حباب پیشنهاد می‌کند که براساس نظریه آماری وابستگی دیرش بوده و استدلال می‌کند که وابستگی دیرش در مقایسه با سایر ویژگی‌ها از قبیل خود همبستگی، کشیدگی و چولگی، برای حباب خاص تر است. بنابر این، علاوه بر آزمون‌های خود همبستگی، کشیدگی و چولگی برای شناسایی حباب، از آزمون دیگری که مبتنی بر نظریه آماری وابستگی دیرش است، استفاده می‌شود. برای بررسی وابستگی دیرش در بازدهی‌های واقعی غیر عادی از تابع پارامتریک مخاطره<sup>۲</sup> استفاده می‌شود زیرا این تئوری به دنبال یافتن تغییرات احتمال پایان یافتن سلسله‌ی بازدهی‌های مثبت غیر عادی با طولانی شدن سلسله است. به عبارت دیگر تابع مخاطره سلسله‌ها، شیب منفی، مثبت و یا صفر دارد، یعنی به طول دوره بستگی ندارد. چون تابع چگالی امکان انجام چنین کاری ندارد.

تابع مخاطره  $h(t)$ ، احتمال شرطی پایان یک حالت یا مرحله خاص در طول مدت  $t$  است. البته با این فرض که این حالت به مدت  $t$  تداوم داشته باشد. اگر تابع مخاطره در دوره‌ی  $t$  کاهشی باشد، در این صورت گفته می‌شود دیرش در آن حالت، وابستگی دیرش منفی دارد و اگر تابع مخاطره در زمان  $t$  افزایشی باشد، وابستگی دیرش مثبت خواهد داشت. اگر  $h(t)$  به  $t$  بستگی نداشته باشد، در این صورت وابستگی دیرش وجود نخواهد داشت (Daniel and Sichel, 1991).<sup>۳</sup> تابع مخاطره ای که در این تحلیل استفاده می‌شود به شرح ذیل است:

$$h(t_i) = \alpha \beta t_i^{\beta-1}, \beta > 0 \quad (5)$$

که در آن:

$h(t_i)$  تابع مخاطره

$\alpha$  عدد ثابت

$\beta$  پارامتر اندازه گیری وابستگی دیرش

$T_i$  دوره مشاهده  $i$ ام است.

در این آزمون اگر طول سلسله‌های منفی، وابسته به طول سلسله‌های مثبت ایجاد شده باشد نشان

- 
- 1- Mc Queen and Thiorly
  - 2- Parametric hazard function
  - 3- Daniel and Sichel

دهنده این است که قیمت‌ها ابتدا بالا رفته و سپس پایین آمده است (احتمال حباب). ولی اگر تصادفی باشد یعنی سلسله‌های مثبت و منفی مستقل هستند و نشان دهنده عدم بروز حباب می‌باشد. برای انجام این آزمون از تابع مخاطره طبق فرمول زیر استفاده شده است:

$$h(t_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta Lni)}} \quad , \quad \beta > 0 \quad (6)$$

دلیل این که با استفاده از نرم افزارهای موجود نمی توان تابع مخاطره را تخمین زد، بنابراین از شکل لگاریتمی آن استفاده گردید. لازم به ذکر است که محققین دیگر هم هنگام استفاده از وابستگی دیرش از شکل لگاریتمی تابع مخاطره استفاده کرده‌اند.

در این تحلیل فرضیه صفر یعنی عدم وجود حباب به این صورت است که احتمال اینکه یک سلسله مثبت پایان یابد مستقل از بازدهی‌های قبلی است. به عبارت دیگر بازدهی‌های غیر عادی مثبت و منفی به طور تصادفی رخ می‌دهند. در این مدل، فرضیه صفر عدم وجود وابستگی دیرش دال بر این است که  $\beta$  به طور معنی‌داری با یک اختلاف نداشته باشد، مخاطره به دیرش دوره بستگی نداشته و وابستگی دیرش وجود ندارد؛ بنابراین نشانه‌ای دال بر وجود حباب وجود ندارد. اما اگر  $\beta$  کمتر از یک باشد، مخاطره در دوره‌ی  $t$  کاهش یافته و این حالت نشان دهنده وابستگی دیرش منفی است. به این ترتیب، فرضیه مکمل (یعنی وجود حباب قیمت سهام) در صورتی تأیید می‌شود که احتمال پایان یافتن یک سلسله مثبت با طولانی‌تر شدن سلسله کاهش یابد، یعنی پارامتر شیب تابع مخاطره  $\beta$  منفی باشد.

شکل تابع مخاطره  $h(t)$  احتمال دیرش‌ها را مشخص می‌کند. بنابراین دیرش‌های مشاهده شده یک حالت (یعنی دیرش‌های سلسله بازدهی‌های غیر عادی) می‌تواند برای تخمین پارامترهای تابع مخاطره مورد استفاده قرار گیرد (Davidson and Mackinnon, 1999). بنابراین فرضیه ما دلالت بر بقاء بلندمدت دارد، چون فرض بر این گذاشته شده است که اگر در بلند مدت سلسله ادامه پیدا کند حباب وجود دارد. چون ابتدا یک روند صعودی داشته بعد دوباره شروع به نزول کرده و ادامه پیدا کرده است در صورتی که فرضیه مخالف دلالت بر کوتاه مدت و عدم وجود حباب دارد. تخمین تابع مخاطره به وسیله نرم افزارهای موجود مشکل است. لذا شکل لگاریتمی تابع مخاطره نوشته شده و

پارامترهای آن را با استفاده از نرم افزار Eviews تخمین زده می‌شود. شکل لگاریتمی معادله (۵) به صورت زیر خواهد بود:

$$\log(h(t_i)) = \log \alpha \beta + (1 - \beta) \log t_i \quad (6)$$

در صورتی که  $1 - \beta$  به صفر نزدیک باشد به این معنی است که  $\beta$  برابر یک است و وابستگی دیرش وجود ندارد و در نتیجه حساب وجود ندارد و در صورتی که  $1 - \beta$  به طور معنی داری کمتر از یک باشد، وابستگی دیرش منفی وجود داشته و حساب وجود دارد.

برای آزمون وابستگی دیرش، علامت‌های بازدهی‌های غیر عادی مشاهدات را باید به دو سری زمانی تقسیم کرد. همانند تحقیق انجام شده توسط مک کوین و تورلی (۱۹۹۴) بازدهی‌های ماهانه به دو سری بازدهی‌های مثبت و منفی غیر عادی تفکیک شدند. بازدهی‌های غیر عادی عبارتند از پسماندهای رگرسیون زیر:

$$R_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 R_{t-2} + \gamma_3 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

که در آن  $R_t$ : بازدهی‌های اسمی روزانه و ماهانه،  $R_{t-1}$  و  $R_{t-2}$  وقفه‌های اول و دوم متغیر R و  $\varepsilon_{t-1}$  اولین میانگین متحرک جزء خطای مدل می‌باشد.

مک کوین و هورلی (۱۹۹۴) ادعا می‌کنند که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود حساب بدین گونه است که احتمال بازدهی‌های غیر عادی مثبت و منفی بدون توجه به روند پیشین، یکسان باشد. به عقیده آنها در فرضیه حساب شیب تابع مخاطره برای بازدهی‌های غیر عادی مثبت، منفی می‌باشد. اگر در این تجزیه و تحلیل، آزمون نتواند فرضیه صفر عدم وجود وابستگی دیرش را رد کند (یعنی معیار وابستگی دیرش،  $\beta$ ، تفاوت معناداری با یک نداشته باشد). در این صورت نشان دهنده آن است که تابع مخاطره بستگی به دیرش چرخه نداشته و وجود حساب رد می‌گردد. اما اگر آزمون صفر رد شود و  $\beta$  کمتر از یک بود، این امر نشان می‌دهد که مخاطره در طول دوره t کاهشی بوده و این نشان دهنده وابستگی دیرش منفی است. وابستگی دیرش منفی به معنی وجود حساب عقلایی در قیمت اوراق بهادار است. هم‌چنین آزمون وابستگی دیرش یک آزمون پارامتریک می‌باشد چون برای آزمون داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود. در این آزمون اگر طول سلسله‌های منفی، وابسته به طول سلسله‌های مثبت ایجاد شده باشد نشان دهنده این است که قیمت‌ها ابتدا بالا رفته و سپس پایین آمده است (احتمال حساب). ولی اگر تصادفی باشد یعنی



سلسله‌های مثبت و منفی مستقل هستند و نشان دهنده عدم بروز حساب می‌باشد. در این تحقیق وقفه‌ها در رگرسیون به صورت زیر انتخاب شده است.

بازدهی‌های غیر عادی عبارتند از پسماندهای مدل خود توضیحی همان بازدهی با چند وقفه که تعداد بهینه وقفه از روش باکس جنکینز به دست می‌آید. روش باکس جنکینز روشی است که با استفاده از آن، در مدل‌سازی مدل‌های خود توضیحی (AR) تعداد وقفه‌ی بهینه از طریق آزمون معناداری ضرایب خود توضیحی حاصل می‌شود.

برای انجام آزمون ابتدا مدل خود توضیحی سری زمانی تخمین زده می‌شود و بر اساس روش باکس جنکینز تعداد وقفه‌ی بهینه AR و MR محاسبه می‌گردد. نتایج بهره‌گیری از روش باکس جنکینز حاکی از آن است که مدل  $AR MA(2,1)$  و یا به عبارتی مدلی که در آن دو وقفه بازدهی به همراه یک وقفه‌ی پسماند وارد شود، بهترین مدل به شمار می‌آید. پس از وارد کردن وقفه‌های مختلف با استفاده از آزمون همبستگی سریالی پسماندها ارائه شده توسط بروش و گادفری<sup>۱</sup>، عدم وجود همبستگی آزمون می‌شود. بر اساس مباحث اقتصادسنجی، وجود خود همبستگی در پسماندها منجر به تخمین‌های غلطی از خطاهای معیار و در نتیجه استنباط‌های نادرست آماری برای ضرایب معادله می‌شود. فرضیه صفر آماره آزمون بروش و گادفری عدم وجود خود همبستگی در پسماندهای می‌باشد

در صورتی که مقدار آماره به دست آمده کمتر از مقادیر بحرانی آماره F باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی در پسماندها پذیرفته می‌شود؛ به عبارت دیگر در این صورت پذیرفته می‌شود که پسماندها فاقد خود همبستگی هستند و این بدین معنی است که مدل به صورت بهینه‌ای تخمین زده شده است. پس از تخمین مدل خود توضیحی فوق، پسماند مدل ذخیره شده و به عنوان بازدهی‌های غیر عادی جهت تخمین تابع مخاطره از آن استفاده می‌شود. بازدهی‌های غیر عادی به دست آمده به محیط اکسل منتقل شده و سلسله‌های مثبت و منفی مشخص شده و از همدیگر جدا می‌شود. برای سلسله‌های مثبت و منفی به طور جداگانه منتقل شده می‌گردد یعنی طول هر سلسله محاسبه می‌گردد.

برای درک بهتر این روش، مثال کوتاهی از سلسله‌های مثبت و منفی آورده و هر کدام شماره گذاری می‌شود. فرض کنید یک رشته بازدهی‌ها به صورت  $++ - - + + + +$  وجود دارد. طول هر سلسله‌ها شمارش شده و از صفر شماره گذاری می‌شود. یعنی:  $2101010$  داشت؛ سلسله‌های مثبت:  $432102100$ . به این ترتیب سری دیرش سلسله‌های مثبت و منفی را به همراه مقادیرشان خواهیم داشت. در نهایت در این تحقیق برای بازدهی‌های غیر عادی مثبت و منفی باید از آزمون وابستگی دیرش کرد چون آزمون‌های دیگر توانایی انجام چنین کاری را ندارند و آزمون وابستگی دیرش ذاتاً برای سری‌های مثبت و منفی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

#### ۶-۴. آزمون استقلال

متداول‌ترین استفاده از توزیع خی دو آزمون فرضیه، وجود استقلال بین دو معیار رده بندی داده‌هاست، در صورتی که معیارهای مزبور به همان مجموعه اعمال شود. چنانچه توزیع یکی از معیارهای رده بندی بدون توجه به توزیع معیار دیگر رخ دهد، گفته می‌شود که دو معیار رده بندی از هم مستقل هستند. برای مثال چنانچه سطح عملکرد و میزان رضایت کارمندان سازمان از هم مستقل باشند، انتظار ما این است که توزیع عملکرد بدون توجه به توزیع رضایت شغلی کارمندان اتفاق افتد. به عبارت دیگر در جدول توأم آنها می‌توان شرط استقلال را به صورت زیر دید:

$$(x,y) = f(y) \times f(x) \quad (۸)$$

به عبارت دیگر اگر  $f(x,y)$  احتمال توأم  $x$  و  $y$  باشد و احتمال اشتراک دو حادثه خاص  $x$  و  $y$  مساوی احتمال حاصلضرب آنها باشد، آن دو حادثه و در حالت عمومی تر آن دو متغیر  $x$  و  $y$  مستقل هستند. بنابراین می‌توان گفت که آزمون استقلال خی دو برای بررسی فرضیه استقلال دو متغیر که دست کم یکی از آنها کیفی است، استفاده می‌شود. در این آزمون فراوانی‌های مشاهده شده با فراوانی‌های مورد انتظار استقلال دو متغیر مقایسه می‌شود.

داده‌های جمع آوری شده برای متغیرها در یک جدول که شامل  $r$  سطر و  $c$  ستون است، خلاصه می‌شوند. به‌طور کلی چنین جدولی را جدول توافقی گویند. طریقه طبقه بندی داده‌ها، بر طبق دو معیار (متغیر) برای نمونه‌های  $n$  تایی از یک جامعه آماری می‌باشد.

با فرضیه صفر ( $H_0$ ) یا فرضیه استقلال دو متغیر، فراوانی‌های مورد انتظار برای هر سلول محاسبه می‌شود. فراوانی مورد انتظار ۱، تعداد  $f_{ei}$ ؛ که از حاصلضرب  $n$  در احتمال استقلال به دست می‌آید.

$$f_{ei} = f(x, i) \quad n \times$$

هم‌چنین می‌توان از حاصلضرب جمع سطر  $i$  در جمع ستون  $j$  تقسیم بر  $n$ ، مقدار  $f_{e}$  هر سلول را محاسبه کرد:

$$f_{e_j} = \frac{n_{i0} \times n_{0j}}{n} \quad (9)$$

پس از محاسبه  $f_{ei}$  فراوانی‌های مورد انتظار با فراوانی‌های مشاهده شده مقایسه می‌شوند. اگر تمایز آنها کوچک باشد، فرضیه صفر قابل دفاع است و نتیجه گرفته می‌شود که دو معیار (متغیر) از هم مستقل هستند. ولی اگر تمایز آنها بزرگ باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که دو معیار از هم مستقل نیستند. براساس اندازه آماره آزمون می‌توان نتیجه گرفت که آیا تمایز بین فراوانی‌های مشاهده شده ( $f_{oi}$ ) و فراوانی‌های مورد انتظار ( $f_{ei}$ ) کوچک است یا بزرگ که به صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$X_2 = \sum_i \frac{(f_{oi} - f_{ei})^2}{f_{ei}} \quad (10)$$

که برای نمایش وابستگی جابجایی قیمتی موجود در شرکت‌ها به وضعیت شفافیت اطلاعات در آنها بکار گرفته شده است.

#### ۴-۷. آزمون لاجیت

الگوی مفهومی به کار رفته برای پیش‌بینی دستکاری نیز شامل الگوی رگرسیون لوجستیک باینری است. در الگوی لاجستیک باینری، متغیرهای مستقل می‌تواند هم در مقیاس کمی و هم در مقیاس مقوله‌ای باشد؛ در حالی که متغیر وابسته، مقوله‌ای و وابسته است. این مقوله معمولاً به عضویت یا عدم عضویت در یک گروه (شرکت‌هایی که دستکاری شده‌اند) اشاره دارد. در

برازش الگوی لاجستیک به متغیر وابسته به ازای مقادیر متغیر مستقل، مقدار صفر و یک داده خواهد شد. زمانی که مقدار متغیر وابسته یک باشد، مفهوم آن این است که قیمت سهام شرکت دستکاری شده است و زمانی که مقدار آن صفر باشد، مفهوم آن این است که قیمت سهام شرکت دستکاری نشده است. در رگرسیون لوجستیک از مفهوم «بخت» برای مقدار متغیر وابسته استفاده می‌شود. در اصطلاح آماری، بخت به معنای احتمال وقوع یک حادثه (Pi) بر احتمال عدم وقوع (1-Pi) آن است. احتمال بین صفر و یک تغییری می‌کند، در حالی که بخت ممکن است بیش از یک باشد. واژه‌ی کلیدی در تحلیل رگرسیون لوجستیک سازه‌ای به نام لوجیت است که لگاریتم طبیعی بخت است. رگرسیون لوجستیک به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_i = \text{Ln} \left( \frac{P_i}{1-P_i} \right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i \quad (11)$$

در معادله فوق Ln بیانگر لگاریتم طبیعی است. براساس الگوی مذکور، برآورد احتمال وقوع دستکاری قیمت یک سهم براساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$P_i = \pi_i(x_1, x_2, \dots, x_k) = \frac{e^{-\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i}}{1 + e^{-\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i}} \quad (12)$$

برای راحتی الگو و آزمون کارایی آن از نرم افزار Spss و روش پیشرو استفاده شده است. در این روش در هر مرحله از تکرار، متغیر جدیدی به الگو اضافه خواهد شد و تا زمانی که افزایش متغیر مستقل جدید باعث ایجاد مقدار درست نمایی الگو می‌شود، این روند ادامه خواهد داشت. علت استفاده از روش رگرسیون لاجیت این است که قدرت پیش بینی این مدل از مدل آزمون وابستگی دیرش بیشتر است (فلاح شمس و کردلویی، ۱۳۹۰).

## ۷. جامعه آماری و حجم نمونه

جامعه آماری این تحقیق را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد که مجموع تعداد این شرکت‌ها در سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۸۹ حدوداً ۴۰۰ شرکت می‌باشد. از ۴۰۰ شرکت یاد شده ۷۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شده است. که از ۷۰ شرکت ذکر شده ۴۳ شرکت حبابدار و ۲۷ شرکت غیر حبابدار می‌باشند. از بین این شرکت‌ها، شرکت‌های واسطه‌گری مالی به سبب ماهیت خاص فعالیتشان حذف شده‌اند و شرکت‌هایی به عنوان نمونه انتخاب

شد که دارای شرایط زیر باشند:

در مبادلات سهام، آن شرکت توقف بیش از سه ماه وجود نداشته باشد (به استثنا دوره معمول برای برگزاری مجمع عمومی)؛

شرکت در هر سال حداقل ۷۰ روز معاملاتی داشته باشد (به منظور سیال بودن سهام شرکت)؛  
شرکت بین سال‌های ۸۷ تا ۸۹ وقفه عملیاتی نداشته باشد؛

طی قلمرو زمانی تحقیق، شرکت سال مالی خود را تغییر نداده باشد.

در این تحقیق اطلاعات به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده است. به طوری که داده‌های مربوط به شرکت‌ها با مراجعه به کتابخانه سازمان بورس تهران و به کمک نرم افزارهای ره آورد نوین و تدبیر پرداز، جمع‌آوری گردید. شایان ذکر است که به دلیل در دسترس نبودن کل اطلاعات در نرم افزارهای مربوطه، بخشی از داده‌های مورد نیاز با مراجعه مستقیم به شرکت‌های سرمایه‌گذاری گردآوری گردید.

جهت انجام آزمون‌های ذکر شده ابتدا بازدهی‌های واقعی شرکت‌ها به صورت روزانه با استفاده از نرم افزارهای تخصصی سازمان بورس و اوراق بهادار از قبیل نرم افزار تدبیر پرداز و ره آورد نوین جمع‌آوری گردیده و سپس توسط نرم افزار اکسل، پردازش‌های اولیه بر روی آنها انجام گردید. از این اطلاعات جهت آزمون تسلسل در محیط Spss استفاده شد که در ادامه به آن پرداخته می‌شود.

آیا تعداد سلسله‌های سری زمانی بازدهی‌های (واقعی) از تعداد سلسله‌های مورد انتظار برای یک متغیر تصادفی به طور معنی‌داری کمتر است؟ این سوال برای بازدهی واقعی، به صورت روزانه بررسی شده و نتایج آن در ادامه ذکر شده است.

همان‌طور که در جدول (۱-۴) مشاهده می‌شود این آزمون برای ۷۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق به اداری تکرار شده است. آماره‌های آزمون نشان می‌دهند که برای بازدهی‌های روزانه توصیه صفر تأیید می‌شود. یعنی تعداد سلسله‌ها به طور معنی‌داری از تعداد سلسله‌های مورد انتظار کمتر است. به عبارت دیگر طول سلسله‌های مثبت و منفی در مقایسه با طول سلسله‌های یک متغیر تصادفی به مراتب بیشتر است. به عبارت دیگر می‌توان گفت که حساب در ۴۳ شرکت مشهود است.

جدول (۱): لیست شرکت‌ها براساس وضعیت حساب قیمت آنها

شرکت	مقدار t	سطح معناداری	وضعیت حساب دار
آبادگران	۱/۴۵	۰/۳۸	غیر حبابدار
آبگینه	۴/۲۴	۰/۰۲	حبابدار
البرز دارو	۳/۹	۰/۰۱۸	حبابدار
آذرآب	۳/۵۸	۰/۰۱۲	حبابدار
آزمایش	۵/۰۸	۰/۰۲	حبابدار
بهپاک	۲/۱۴	۰/۱۲۲	غیر حبابدار
بوتان	۳/۵۵	۰/۰۷۱	غیر حبابدار
داده پردازی ایران	۳/۲۳	۰/۰۴۸	حبابدار
دارویی سبحان	۲/۶۵	۰/۰۷۷	غیر حبابدار
دوده صنعتی پارس	۳/۱۰	۰/۰۵۳	غیر حبابدار
فجر سپاهان	۵/۳۵	۰/۱۱۸	غیر حبابدار
فرآورده‌های نسوز آذر	۱۳/۰۲	۰/۰۰۶	حبابدار
فرآورده‌های نسوز ایران	۴/۷۹	۰/۰۰۵	حبابدار
فولاد کاویان	۳/۲۱	۰/۰۸۵	غیر حبابدار
گاز لوله	۳۹/۳۱	۰/۰۰۱	حبابدار
قند پارس	۲/۸۸	۰/۲۱۲	غیر حبابدار
گل گهر	۴/۳۳	۰/۱۴۴	غیر حبابدار
گلوکوزان	۳/۴۷	۰/۰۱۹	حبابدار
حمل و نقل پتروشیمی	۲/۰۸	۰/۱۷۳	غیر حبابدار
حمل و نقل توکا فولاد	۱۰/۵۰	۰/۰۰۶	غیر حبابدار
هپکو	۷/۶	۰/۰۸۳	غیر حبابدار
ایران تایر	۵/۹۷	۰/۰۲۷	حبابدار
ایرانیت	۶/۵۳	۰/۰۰۱	حبابدار
ایتالیران	۴/۶۴	۰/۰۴۳	حبابدار
جوشکاب	۲/۳۲	۰/۱۴۶	غیر حبابدار
کابل قندی	۵/۱۶۷	۰/۱۲۲	غیر حبابدار
کالبر	۱۷/۹۹	۰/۰۳۵	حبابدار
کربن ایران	۱۷/۶۹	۰/۰۰۰۱	حبابدار
خدمات انفورماتیک	۸/۲۳	۰/۰۱۴	حبابدار
خوراک دام پارس	۲/۰۹	۰/۰۸۱	غیر حبابدار
کنتور سازی	۰/۴۲۷	۰/۷۱۱	غیر حبابدار
لاستیک سهند	۹/۲۹	۰/۰۰۳	حبابدار

حبابدار	۰/۰۰۴	۴/۵۷	لاستیک دنا
غیر حبابدار	۰/۵۲۵	۰/۹۲۳	لیزینگ صنعت و معدن
حبابدار	۰/۰۰۰۱	۱۴/۵۲	مهرام
حبابدار	۰/۰۲۱	۴/۴۶	مارگارین
حبابدار	۰/۰۱۶	۳/۹۸	ماشین سازی اراک
حبابدار	۰/۰۴	۳/۴۷	ماشین سازی نیرو محرکه
غیر حبابدار	۰/۰۹۵	۳/۲	مهرکام پارس
غیر حبابدار	۰/۱۱۲	۱/۹۳	ملی سرب و روی
حبابدار	۰/۰۰۰۱	۶/۹۷	موتوژن
حبابدار	۰/۰۴۷	۳/۲۸	نورد لوله اهواز
غیر حبابدار	۰/۲۸۵	۲/۰۸	نوسازی و ساختمان تهران
حبابدار	۰/۰۰۶	۴/۵۴	پارس متال
حبابدار	۰/۰۰۱	۵/۸۹	پنام
غیر حبابدار	۰/۴۰۱	۱/۳۷	پیاذر
حبابدار	۰/۰۱۲	۵/۵۲	پمپ ایران
حبابدار غیر	۰/۱۷	۲/۱۱	رینگ سازی مشهد
حبابدار	۰/۰۰۲	۲۰/۱۱	روغن نباتی جهان
حبابدار	۰/۰۱۱	۵/۶۸	صنعتی دریایی ایران
حبابدار	۰/۰۰۰۱	۸/۹۵	سرمایه گذاری البرز
حبابدار	۰/۰۰۷	۶/۶۶	سرمایه گذاری بانک ملی
حبابدار	۰/۰۲۶	۴/۱۲	سرمایه گذاری غدیر
حبابدار	۰/۰۴۷	۱۳/۶۲	سرمایه گذاری گروه بهشهر
حبابدار	۰/۰۲۴	۶/۴	سرمایه گذاری ملت
غیر حبابدار	۰/۲۰۵	۳	سرمایه گذاری نیرو
حبابدار	۰/۰۱۴	۸/۲۹	سرمایه گذاری پتروشیمی
حبابدار	۰/۰۰۰۱	۱۰/۰۵	سرمایه گذاری ساختمان
حبابدار	۰/۰۲۳	۶/۴۷	سرمایه گذاری صنعت نفت
حبابدار	۰/۰۰۳	۸/۶۲	سرمایه گذاری توسعه صنعتی
حبابدار	۰/۰۰۱	۳۱/۶۱	سرمایه گذاری توکا فولاد
غیر حبابدار	۰/۰۷۸	۳/۳۶	سرمایه گذاری توس گستر
حبابدار	۰/۰۲	۳/۷۵	سرمایه گذاری توسعه معادن و فلزات
غیر حبابدار	۰/۰۸	۳/۳۱	سپنتا
حبابدار	۰/۰۰۰۱	۷/۰۶	شیشه و گاز
غیر حبابدار	۰/۰۸۷	۷/۲۴	تکین کو

تأمین ماسه	۱۳/۵۸	۰/۰۰۰۱	حبابدار
تکنو تار	۹/۴۴	۰/۰۶۷	غیر حبابدار
تراکتور سازی	۳/۷۰	۰/۰۲۱	حبابدار
توسعه صنایع بهشهر	۱۲/۶۷	۰/۰۰۱	حبابدار

مآخذ: محاسبات تحقیق

فرضیه H0: بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمتی رابطه‌ی معناداری وجود ندارد.

فرضیه H1: بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمتی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

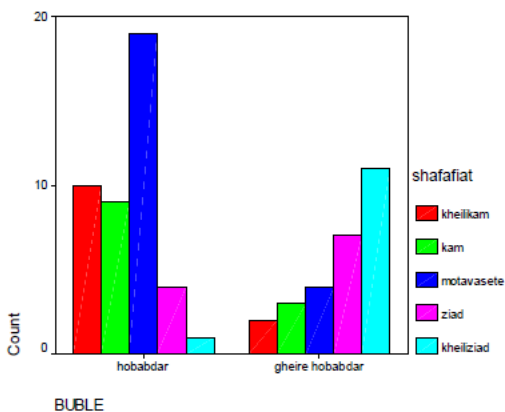
جدول (۲): خلاصه اطلاعات مربوط به فرضیه اول اصلی

شرکت	شفافیت اطلاعاتی						جمع	مقدار خی دو	سطح معناداری
	۱۰	۹	۱۹	۴	۱	۴۳			
حبابدار	۱۰	۹	۱۹	۴	۱	۴۳	۲۴/۹۱۲	۰/۰۰۰۱	
غیر حبابدار	۲	۳	۴	۷	۱۱	۲۷			
جمع	۱۲	۱۲	۲۳	۱۱	۱۲	۷۰			

مآخذ: محاسبات تحقیق

جهت آزمون اینکه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمتی رابطه‌ی معناداری وجود دارد یا خیر از آزمون خی دو استفاده گردید. هم چنان که از جدول بالا پیداست در شرکت‌های حبابدار توزیع شفافیت اطلاعات خیلی کم ۱۰ مورد، کم ۹ مورد، ۱۹ مورد متوسط، ۴ مورد زیاد، ۱ مورد خیلی زیاد می‌باشد. در شرکت‌های غیر غیظ حبابدار ۲ مورد خیلی کم، ۳ مورد کم، ۴ مورد متوسط، ۷ مورد زیاد، ۱۱ مورد خیلی زیاد مشاهده گردیده است. مقدار خی دو برابر با ۲۴/۹۱۲ و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰۱ می‌باشد. لذا فرضیه H0 رد و فرضیه H1 پذیرفته می‌شود، یعنی بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد رابطه‌ی معناداری وجود دارد، یعنی شفافیت اطلاعاتی در شرکت‌های غیر حبابدار خیلی زیاد و شفافیت اطلاعاتی در شرکت‌های حبابدار متوسط می‌باشد.





نمودار (۱): نمودار ستونی مقایسه ای شفافیت اطلاعاتی در بین شرکت‌های حبابدار و غیرحبابدار  
 مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار فوق به مقایسه وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های حبابدار و غیرحبابدار پرداخته که نتایج حاکی از آن است که در شرکت‌های حبابدار وضعیت شفافیت در حد متوسط و در شرکت‌های غیر حبابدار در حد خیلی زیاد برآورد شده است و بیانگر این است که بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حساب قیمت رابطه عکس وجود دارد. یعنی هرچه شفافیت اطلاعاتی بالاتر باشد، احتمال اینکه قیمت سهام نوسان پیدا کند کمتر و هر چه کمتر باشد احتمال نوسان قیمت سهام بیشتر است.

جدول (۳): خلاصه اطلاعات مربوط به آزمون مکمل فرضیه اول اصلی

متغیر	B	انحراف معیار	Wald	درجه آزادی	سطح معناداری	R	Exp(B)
شفافیت	۰/۹۹۲۴	۰/۲۶۴۷	۱۴/۰۵	۱	۰/۰۰۰۲	۰/۳۵۹۴	۲/۶۹۷۸
مقدار ثابت	-۳/۵۹	۰/۹۵۱۵	۱۵/۵۳	۱	۰/۰۰۰۱	----	----

مأخذ: محاسبات تحقیق

جهت آزمون اینکه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حساب قیمتی رابطه‌ی معناداری وجود دارد یا خیر از رگرسیون لجستیک باینری استفاده گردید. متغیر شفافیت اطلاعات به عنوان متغیر مستقل و متغیر حساب قیمتی به عنوان متغیر وابسته می‌باشد. هم‌چنان که از جدول بالا مشخص است مقدار B برای شفافیت اطلاعات در معادله پیش بین ۰/۹۹۲۴ و مقدار ثابت برابر (-۳/۵۹)

است. با توجه به سطح معناداری برای شفافیت حضور شفافیت در معادله رگرسیون معنادار می‌باشد. لذا معادله پیش بینی حباب قیمتی به شرح زیر می‌باشد:

$$\text{شفافیت اطلاعات} = -۳/۵۹ + ۰/۹۹۲۴ \times \text{حباب قیمتی}$$

فرضیه H0: بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های حبابدار تفاوت وجود ندارد.

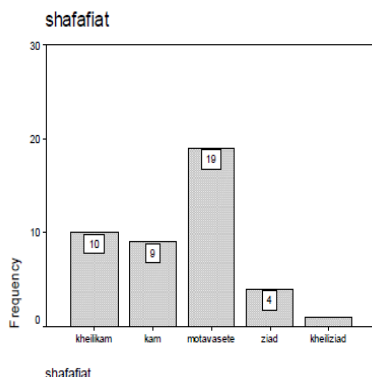
فرضیه H1: بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های حبابدار تفاوت وجود دارد.

جدول (۴): جدول (توصیفی - خی دو) مربوط به فرضیه اول فرعی

آزمون پاسخ‌ها	تعداد مشاهدات	تعداد مورد انتظار	میزان تفاوت	درجه آزادی	مد	میزان خی دو	سطح معناداری	فرضیه تحقیق
خیلی کم	۱۰	۸/۶	۱/۴	۴	متوسط	۲۲	۰/۰۰۰۱	فرضیه ناپدید می‌شود
کم	۹	۸/۶	۰/۴					
متوسط	۱۹	۸/۶	۱۰/۴					
زیاد	۴	۸/۶	-۳/۴					
خیلی زیاد	۱	۸/۶	-۷/۶					
جمع	۴۳	۴۳						

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای ارزیابی اینکه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های حبابدار تفاوت وجود دارد یا خیر، آزمون خی دو براساس گزینه‌های خیلی کم تا خیلی زیاد اجرا شد. تعداد مشاهدات خیلی کم ۱۰ مورد، تعداد مشاهدات کم ۹ مورد، تعداد مشاهدات متوسط ۱۹ مورد، تعداد مشاهدات زیاد ۴ مورد، تعداد مشاهدات خیلی زیاد ۱ مورد است. با توجه به اینکه مد گزینه متوسط می‌باشد و با توجه به مقدار خی دو ۲۲ و از آنجائی که سطح معناداری آن ۰/۰۰۰۱ و کمتر از ۰/۰۱ می‌باشد، لذا در حدود اطمینان ۹۹ درصد فرضیه H0 رد و H1 پذیرفته می‌شود و با توجه به توضیحات فوق بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های حبابدار تفاوت معنادار وجود دارد و شرکت‌های حبابدار بیشتر از شفافیت اطلاعاتی متوسط دارند.



نمودار (۲): نمودار ستونی مربوط به فرضیه اول فرعی

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان طور که در این نمودار مشاهده می‌نمایید شرکت‌هایی که حسابدار می‌باشند توزیع شفافیت اطلاعات در حد متوسط می‌باشد. یعنی شرکت‌هایی که دارای کیفیت افشاگری مناسب نیستند، احتمال نوسان قیمت در آن شرکت‌ها بیشتر است. به عبارت دیگر هر چه وضعیت شفافیت در شرکت‌ها نامناسب باشد، احتمال بروز حساب قیمت در آن شرکت‌ها بیشتر است.

فرضیه H<sub>۰</sub>: بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های غیر حسابدار تفاوت وجود ندارد.

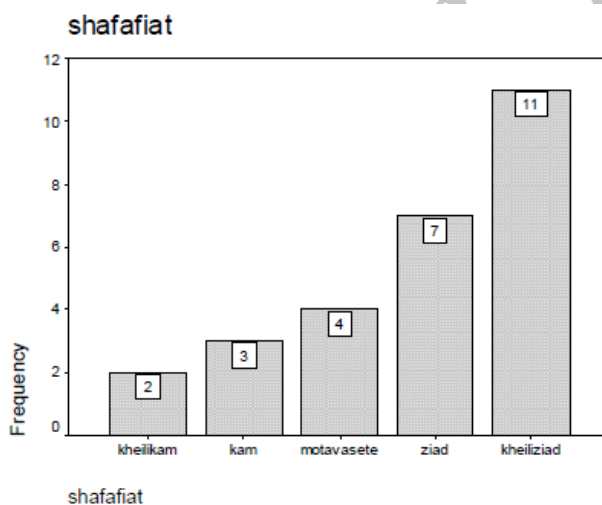
فرضیه H<sub>۱</sub>: بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های غیر حسابدار تفاوت وجود دارد.

جدول (۵): نتایج (توصیفی - خی دو) مربوط به فرضیه دوم فرعی

فرضیه تحقیق	سطح معناداری	میزان خی دو	مد	درجه آزادی	میزان تفاوت	تعداد مورد انتظار	تعداد مشاهدات	آزمون پاسخها
فرضیه تأیید می‌شود	۰/۰۴۳	۹/۸۵۲	خیلی زیاد	۴	-۳/۴	۵/۴	۲	خیلی کم
					-۲/۴	۵/۴	۳	کم
					-۱/۴	۵/۴	۴	متوسط
					۱/۶	۵/۴	۷	زیاد
					۵/۶	۵/۴	۱۱	خیلی زیاد
							۲۷	۲۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای ارزیابی اینکه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های غیر حبابدار تفاوت وجود دارد یا خیر، آزمون خی دو براساس گزینه‌های خیلی کم تا خیلی زیاد اجرا شد. تعداد مشاهدات خیلی کم ۲ مورد، تعداد مشاهدات کم ۳ مورد، تعداد مشاهدات متوسط ۴ مورد، تعداد مشاهدات زیاد ۷ مورد، تعداد مشاهدات خیلی زیاد ۱۱ مورد است. با توجه به اینکه مد گزینۀ خیلی زیاد می‌باشد و با توجه به مقدار خی دو ۹/۸۵۲ و از آنجائی که سطح معناداری آن ۰/۰۴۳ و کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، لذا در حدود اطمینان ۹۵ درصد فرضیه  $H_0$  رد و  $H_1$  پذیرفته می‌شود و با توجه به توضیحات فوق بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه در شرکت‌های غیر حبابدار تفاوت معنادار وجود دارد و شرکت‌های غیر حبابدار بیشتر از شفافیت اطلاعاتی خیلی زیاد دارند.



## شفافیت

نمودار (۳) : نمودار ستونی مربوط به فرضیه دوم فرعی

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌نمایید شرکت‌هایی که غیر حبابدار می‌باشند، دارای توزیع شفافیت اطلاعات خیلی زیاد می‌باشد. یعنی شرکت‌هایی که دارای کیفیت افشاگری مناسب هستند، احتمال نوسان قیمت در آن شرکت‌ها کمتر است. به عبارت دیگر هر چه کیفیت افشاگری در شرکت‌ها بهبود یابد احتمال بروز حباب قیمت در آن شرکت‌ها کمتر است.

## ۸. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این تحقیق به دنبال این مسأله بود که آیا بین وضعیت شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حساب قیمت ارتباط معناداری وجود دارد. شاخص بورس اوراق بهادار تهران در چند سال گذشته شاهد افت و خیزهای زیادی بوده است. سیر صعودی شاخص‌های بورس در سال ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ سرمایه‌گذاران زیادی را جذب کرد و به ویژه با گسترش فیزیکی بورس باعث شد سرمایه‌گذاران غیر حرفه‌ای وارد بازار شوند. در اواخر سال ۱۳۸۷ به دنبال مطرح شدن برخی ریسک‌های سیاسی و نیز برخی مشکلات ساختاری در شرکت‌ها سیر نزولی شاخص‌ها آغاز شد و تا پایان سال ۱۳۸۹ ادامه یافت.

یکی از دلایلی که معمولاً در محافل اقتصادی و معمولاً منتقدان مطرح می‌شود بحث حسابی بودن قیمت‌ها در روزهای اوج شاخص‌ها است. آیا افزایش قیمت سهام شرکت‌ها به دلیل رشد عوامل بنیادین و بهبود چشم انداز آتی اقتصاد و در نتیجه سودآوری شرکت‌ها بوده و یا اینکه ناشی از ایجاد حساب در قیمت‌ها به دلایل مختلف بوده است. زمانی که قیمت یک دارایی از ارزش ذاتی آن که توسط عوامل بنیادین تعیین می‌گردد، فاصله می‌گیرد و بعد از مدتی رشد به یکباره سقوط می‌کند، حساب اتفاق افتاده است.

در این تحقیق فرضیه اصلی تحقیق پس از آزمون تسلسل به کمک آزمون خی دو مورد بررسی قرار گرفت. نتیجه حاکی از آن است که بین وضعیت شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حساب قیمتی ارتباط وجود دارد و شفافیت اطلاعاتی در شرکت‌های حسابدار متوسط و در شرکت‌های غیر حسابدار شفافیت اطلاعات خیلی زیاد می‌باشد.

هم‌چنین در این تحقیق در فرضیه فرعی نیز مورد آزمون قرار گرفت تا نمایش دهد که توزیع اطلاعات در مورد شرکت‌های حسابدار و غیرحسابدار به چه صورت است؛ آیا یکنواخت است یا خیر؟ آزمون‌ها نمایش دهنده عدم یکنواختی توزیع اطلاعات بود، به این صورت که در فرضیه اول فرعی بررسی وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های حسابدار صورت گرفت و نتایج حاکی از آن بود که تفاوت معناداری در وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های حسابدار وجود دارد و شفافیت (توزیع) اطلاعات در بین این شرکت‌ها در حد متوسط می‌باشد.

در فرضیه دوم فرعی بررسی وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های غیرحسابدار صورت گرفت و نتایج حاکی از آن بود که تفاوت معناداری در وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های

غیرحبابدار وجود دارد و شفافیت (توزیع) اطلاعات در بین این شرکت‌ها خیلی زیاد می‌باشد. در این تحقیق به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد که با افزایش کیفیت افشاگری و بهبود بخشیدن به آن، می‌توان بی‌ثباتی بازده سهام را کاهش داد و از این طریق می‌توان از افزایش کذبی قیمت سهام و در نتیجه ایجاد حباب قیمتی جلوگیری به عمل آورد. افزایش کیفیت افشاگری نیز از طریق رعایت قوانین و چارچوب‌های اعلام شده از سوی سازمان بورس و ارگان‌های مشابه نظیر سازمان حسابرسی و غیره جهت تهیه و ارائه صورت‌های مالی، امکان‌پذیر می‌باشد.

#### References:

- [1] Abrishami H. (2002), "Applied Econometrics", Tehran University, Tehran.(in Persian)
- [2] Azar A. and Momeni M. (2001) , " Statistics Application in management ",vol 2,SAMT publication, Tehran. (in Persian)
- [3] Asadi G. and Soltani A. and Hamidzadeh M. (2006), " A survey in stock price bubbles in Tehran stock exchange in terms of company size and industry type", Quarterly Journal of Applied Economic studies in Iran , No.14.(in Persian)
- [4] Khaki Gh. (2005), " Research method based on writing a dissertation", Baztab publication, Tehran.(in Persian)
- [5] Damodarg (2004), " Principles of econometrics", Translated by Abrishami H. , Tehran university, Tehran. (in Persian)
- [6] Raii A .(2002) "Advanced investment management ", Tehran University,Tehran.(in Persian)
- [7] Zamanzadeh H.(2009) "Special role of expectations in Keney's economic theory". Quarterly Journal of Securities Exchange ,No.89.(in Persian)
- [8] Sabzeii F. and Abasloo M. (2011) "The study of bubbles in stock price of 50 companies in 2008 and 2009 ". (in Persian)
- [9] Eshghi M. (2006) "MA dissertation", Emam Sadegh University.(in Persian)
- [10] Fallah Shams M. and Teimour Shandi A.(2006),research journal 27,Emam Sadegh University.(in Persian)
- [11] Fallah Shams M. and Kordloii H. "Predicting price manipulation inTehran stock exchange", Research Journal of financial engineering.(in Persian)
- [12] Damodarg (2004) " Principles of Econometrics", Translated by Abrishami H. , Tehran university, Tehran. (in Persian)
- [13] Godari A.(2006) "A survey in price bubble in Tehran stock exchange in recent years". MA dissertation, Tarbiat Modares university Faculty of Humanities .(in Persian)
- [14] Central bank indicators from 2001 until 2005.

- [15] Kiani H. and Mirshamsi k.(2000) “ Rational bubbles in Tehran Stock exchange” The Journal of Planning and Budgeting ,No.48(in Persian)
- [16] Abreu, D. and Brunner Meier. “Bubbles and Crashes”, Working paper, 2001.
- [17] ACHLA MARATHE AND EDWARD RENSHAW “Stock Market Bubbles some Historical Perspective” , is working paper.
- [18] Ahmad, E and Rosser J . B, Jr “EVIDENCE OF NONGINEAR SPECULATIVE BUBBLES IN PACIFIC- RIM STOCK MARKETS” Quarterly Review of Economics and Finance, spring 1999, vol. 39, no. 1,pp. 21-36.
- [19] Allen David E. , “what Moves Stock Markets? Evidence That UK Stock Prices Deviate from Fundamentals”, Edith Cowan University Working paper.
- [20] Blanchard, O and Watson Mark W. J. "BUBBLES, RATIONAL EXPECTATIONS AND FINANCIAL MARKETS", National Bureau of Economic Research working paper, July 1982.
- [21] Boucher, C, “Testing for Rational Bubbles with Time Varying Risk premium and Non- Linear Co intergration: Evidence from the Us and French Stock Markets ”, University of paris- nerd Working paper, November 2003.
- [22] Cochrane John, H. “Explaining the Variance of price- Dividend Ratios”, the Review Of Financial Studies, 1992, Vol. 1, No. 2, pp. 243-280.
- [23] Diba, B and Grossman, H. “ Rational Bubbles in stock markets”, National Bureau of Economoc Research working paper, 1985.
- [24] Engsted, T and Tanggaard, C, “Speculative bubbles in stock Prices? Tests based on the Price – dividend ratio”, The Aarhus school of business working paper, January 2004.
- [25] Elliot and Jacobson (1994) argued that information asymmetry imposes costs to firms by reducing the liquidity of firms shares. Increased disclosure serves as a tool to lessen the adverse price impact and increase investors’ willingness to take large position in firms’ securities.
- [26] Botosan, (1997) also fund that the marginal benefit of increased disclosure is greater for firms with high information asymmetry.
- [27] Far low, A. “Bubble and emerging market crises”, Oxford Analytical, November 2003.
- [28] H. P. Boswijk C. H. Hommes S. Manzan Reversion, Bubbles and Heterogeneous Beliefs in Stock Prices, University of Amsterdam working paper.
- [29] Hunter,C. William, Kaufman, G. George and Pomdrleamo Michael, “Asset Price Bubbles: Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies”(Book Overview)
- [30] JIAO, T, "STOCK MARKET BUBBLES and EARNINGS MANIPULATION: MODEL and EVIDEVIDENCES from CHINA, S STOCK MARKET" , Masters Thesis based paper, Shanghai Jiao Tong University.
- [31] Jirasakuldech, B, "FINANCIAL DISCLOSURE AND SPECULATIVE

- BUBBLES: AN INTERCARIONAL COMPARISON", ph. D. Dissertation, the University of Nebraska, 2002.
- [32] Mcqueen G, torley S, "Bubbles, Stok Returns, and Duration Dependence" 31- journal of Finncial and Quantitivf Analysis, 1994
- [33] Kelleher ,D, Kim , G- Soo, Kim,S, "Evidence of Bubbles in the Kordam Stock Markets", April 2001
- [34] Lubos , P and Piero, v. "Was There a NASDSQ Bubble in the Late 1990s?" University of Chicago working paper, 2004.
- [35] Martin , D, Tobias Lindquist & Evan Moore, "Bubbles and Experience: An Experiment on Speculation", working paper, January 20, 2003
- [36] Martin T. Bohl, Pierre L. Siklos, "Detecting Speculative Bubbles in stock Prices: A New Approach", Deutsche Bank Research Paper, September 2001
- [37] Obstfeld, m and Rogoff, k. "Ruling out No stationary Speculative Bubbles", National Bureau of Economic Research working paper, 1985.
- [38] Penman Stephen, J. , "the Quality of Financial Statements: Perspectives from the Recent Stock Market Bubble", Columbia University working paper.
- [39] Pham H, (2010)"Rational bubbles in the Vietnamese Stock Market and the Relationship Between Monetary Policy and Stock Returns" Faculty of Economics ,Thmmsat university.
- [40] Robin Hanson and Ryan orea. Information aggregation and manipulation in an experimental market. Journal of economic behavior and organization 2006; 60: 449-459 .
- [41] Raymond, H. "Preventing crises by testing for bubbles: a comparative study of the imansial fragility of Europe relative to the USA and Japan" Conference paper, 2000.
- [42] Shiller Robert, J. "Do Stock Prices Move Too Much to be justified by Subsequent Changes in Dividends", The American Economic riviee, July 1981
- [43] Shino Takayama. A dynamic strategy of the informed trader. Annals of Finance 2010; 6: 287-294.
- [44] Siegel, J, "What is an Asset Price Bubble? An Operational Definition", European Financial Management, Vol. 9, No. 1, PP. 11-24, 2003.
- [45] Ventura, J, "Bubble and Capital Flows", CREI and MIT working paper, October 2002
- [46] Wu, G. and Xiao, z, "Testing Spdculative Bubble in stock Markets ", Working paper, March 16, 2004.
- [47] Xu, W. "Asset Pricing, Bubble, and stock Price volatility- in overlapping generation model", University of Oulu working paper.
- [48] Youssefmir M, Huber man Bernardo A. , and Hogg, T, "Bubbles and Market Crashes", Xerox Palo Alto Research Center working paper.