Macroeconomics
Research Letter

Volume 17. Issue 33. Spring. 2022. Pages 137 to 173.

Research Paper

Relationship Between Output Gap and Stock Price Bubble in Iran: Application of Structural Vector Autoregressive Model with Time-Varying Parameter (SVAR-TVP)

Mina Naderi [1], Arash Hadizadeh [*2], Akbar Mirzapour Babajan [3]

[1] Ph.D. Student Department of Economics, Qazvin branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.
Minanaderi77@gmail.com
[2] Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.
arash.hadizade@gmail.com
[3] Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran.
akbarmirzapour@gmail.com

10.22080/IEJM.2023.21822.1862

Received:
June 24, 2021
Accepted:
April 18, 2022
Available online:
April 18, 2022

Keywords:
Output gap, Stock price bubble, TVP-SVAR model, Hodrick and Prescott method, Phillips method.

JEL classification:
E44, E32, G14, C22

Abstract

If there is a consensus about the existence of a bubble in the Tehran Stock Exchange, there is not much consensus about the time of its formation and evacuation. In addition, there is much disagreement about the reasons for the formation and effects of the collapse of the bubbles and its impact on the nominal and real sectors of the economy and its channels of influence. Therefore, identifying the time of formation, collapse, and factors affecting the formation and collapse of bubbles and their impact on different sectors of the economy is questionable and needs research. For this purpose, in this study, the timing of the formation of stock price bubbles in the Tehran Stock Exchange and the impact of the production gap on its formation during the period 2004 to 2020 has been investigated. A new method has been used to identify the bubble and schedule its formation, and an approach, that has not been used before in Persian articles, has been used to investigate the effect of the production gap on the bubble. The results show that during the period under review, the stock market in three different periods in 2004, 2011, and 2018 had a price bubble. Moreover, the results of the study of the effect of the output gap on the stock market bubble, which was done using the TVP-SVAR method, indicate that the output gap is effective on the fundamental part of the stock price and has no effect on the bubble part. This is because monetary policies in Iran, which are known as the channel of influence of the output gap on the stock market bubble, are usually discretionary, not policy rules in response to the output gap. The study of the effect of stock prices on the output gap also indicates the existence of a "wealth effect" and shows the positive effect of the stock price bubble on the output gap. In addition, with increasing the size of the stock market relative to the Iranian economy over time, the wealth effect channel has been strengthened.

*Corresponding Author: Arash Hadizadeh
Address: Address: Department of Economics, Qazvin Islamic Azad University, Qazvin, Iran
Email: arash.hadizade@gmail.com
Tel: 02833665275

Extended Abstract

1. Introduction

The bubble phenomenon is one of the most interesting and at the same time controversial topics in most markets, including stock exchange, real estate, etc. However, its manifestation is more evident in stock markets than in any other market; this is due to the importance and prominent role that this market plays in the economy of any country. In Iran, after the reopening of the stock exchange in 1989, this market has faced ups and downs, part of which is due to the nature of the market. But in some cases, there have been sharp fluctuations in the market. It may be that the sharp price rises in 2003 and the crash in 2004 and 2008 can be considered sharp fluctuations of that type. The question is, what are the factors that cause the price bubble in the stock market? Among the reasons that can be mentioned for the formation of the price bubble are psychological and economic factors such as the output gap. In addition, theoretically, the price bubble in the stock market may affect production fluctuations and the output gap. This effect can be achieved through various channels such as the "wealth effect".

2. Objective

Given the widespread economic impact of bubbles or fluctuations in the asset market in recent decades, the asset bubble and the periodic fluctuations of economic variables have become an important issue in regulatory policies. The role of monetary policies after the financial crisis of 2007-2009 has been one of the main concerns of policymakers in many countries. Implementing policies to create and inject money into the economy and upset the balance of asset markets is the most important factor in creating a price bubble in the stock market. However, since the stock price bubble is an invisible variable, it must first be determined by statistical methods of when the bubble occurs and its intensity. Therefore, the objective of this article is to investigate the time of formation and elimination of stock price bubbles and then to examine the impact of the output gap on it and divide this effect into two fundamental parts and the bubble part of stock price. The effect of the stock price bubble on the output gap is also examined.

3. Data / Methodology

The data used to identify the stock price bubble were monthly data in the period of April 2001 to March 2019 and to study the interaction between the output gap and the stock market bubble, quarterly data from spring 2004 to winter 2019 were used. Stock market price bubbles were identified using the proposed approach of Galli and Gambetti (2014) by the BSADF test. Then, the relationship between the price bubble and output gap was investigated using the structural vector autoregression method with a time-varying parameter (TVP-SVAR). This approach made it possible to examine the relationship between the bubble and the output gap and was a suitable way to show structural and behavioral changes in models and to show the various external shocks entering the system of equations.

4. Results/Findings

Based on the results, there has been a bubble behavior in the stock market in three short periods. These three periods include July to September 2005, April to

May 2011, and October to November 2016. In these periods, test statistics indicate the bubble behavior in the stock market. It should be noted that in 2019, despite the increase in the stock index, the bubble was not detected; of course, if the upward trend formed in 2020, which was not addressed in this study (due to limited data on other variables), is considered, some of the last months of 2019 will also be in the bubble period.

The effect of the output gap on the stock market bubble varies over time. From 2001 to 2006, the stock price has grown a lot and the impact of the output gap on the stock bubble in these years has been more than the years between 2006 to 2016. When there was relative economic stability, that is, in the years before the sanctions, the impact of the output gap shock on stock price bubbles was greater. In addition, according to the findings, the positive shock of the output gap (economic boom) affects only the fundamental part of the stock price, not the bubble sector, and the positive shocks to stock price increase the output gap.

5. Conclusion

In this study, the times of bubble formation and disappearance in the Tehran stock market were identified. An important finding of this study is that despite the existence of bubbles, the output gap did not play a role in its formation. The output gap shock affects only the fundamental part of the stock price and does not affect the bubble part. The effect of the output gap on the fundamental sector is positive, and a positive shock to the output gap (creating a boom in the economy) increases the stock price in the fundamental sector and ultimately the price itself. The reason for the ineffectiveness of the output gap variable on the bubble sector can be attributed to the fact that monetary policy in the Iranian economy is exogenous and is not designed and implemented in response to the output gap.

6. Suggestions and Policymaking Recommendations

The results of this study are important for economic policymakers. If economic prosperity is one of the goals of the economic policymaker, policymakers can plan to increase economic growth without worrying about the possibility of a stock market bubble. One of the reasons for the stock market bubble is the over-optimism of investors about the future of stock prices. Good news, such as economic growth (widening the output gap), can raise the expectations of economic actors and push up market prices in a bubble. But in the Iranian economy, such a path is not conceivable for the impact of the output gap on the stock market bubble. Stock market growth also strengthens economic growth (production gap) and therefore, does not play a negative role (bubble formation) in the path of economic growth.

Funding

There is no funding support

Authors' Contribution

The authors contributed equally to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

Conflict of interest

The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

The authors appreciate all the scientific consultants in this study.

پژوهشنامه اقتصاد کلان
Macroeconomics Research Letter
دوره ۱۷. شماره ۳۳. بهار ۱۴۰۱. صفحات ۱۳۷ تا ۱۷۳.

علمی

رابطه شکاف تولید و حباب قیمت سهام در ایران: کاربرد روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان (SVAR-TVP)

مینا نادری[۱]، آرش هادی‌زاده *[۲]، اکبر میرزاپور باباجان[۳]

[۱] دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. Minanaderi77@gmail.com
[۲] گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. arash.hadizade@gmail.com
[۳] گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. akbarmirzapour@gmail.com

10.22080/IEJM.2023.21822.1862

تاریخ دریافت:
۰۳ تیر ۱۴۰۰
تاریخ پذیرش:
۲۹ فروردین ۱۴۰۱
تاریخ انتشار:
۲۹ فروردین ۱۴۰۱

کلیدواژه ها:
شکاف تولید، حباب قیمت سهام، مدل SVAR-TVP، روش هدریک و پرسکات، روش فیلیپس

طبقه‌بندی:
C22 ،G14 ،E32 ،E44

چکیده

اگر در مورد وجود حباب در بورس اوراق بهادار تهران اتفاق نظر وجود داشته باشد، در مورد زمان شکل‌گیری و تخلیه آن اتفاق نظر چندانی وجود ندارد. به‌علاوه در مورد دلایل شکل‌گیری و آثار ناشی از فروپاشی حباب‌ها و تاثیر آن بر بخش اسمی و حقیقی اقتصاد و کانال‌های تاثیرگذاری آن نیز اختلاف نظر فراوان است. از این رو شناسایی زمان شکل‌گیری، فروپاشی و عوامل موثر بر شکل‌گیری و فروپاشی حباب‌ها و تاثیر آن‌ها بر بخش‌های مختلف اقتصاد محل سوال و پژوهش است. به این منظور، در این مطالعه به بررسی زمان‌بندی شکل‌گیری حباب قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و بررسی تاثیر شکاف تولید بر شکل‌گیری آن طی دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۸ پرداخته شده است. برای شناسایی حباب و زمان‌بندی شکل‌گیری آن، از روش جدیدی استفاده شده است و برای بررسی تاثیر شکاف تولید بر حباب نیز از رویکردی استفاده شد که پیشتر در مقالات فارسی مورد استفاده نبوده است. نتایج نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی بازار سهام در سه دوره مختلف در سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۷ حباب قیمتی داشته است. همچنین نتایج بررسی نحوه اثرگذاری شکاف تولید بر حباب بازار سهام که با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان انجام شده است، حاکی از موثر بودن شکاف تولید بر بخش بنیادی قیمت سهام و بی‌تاثیر بودن آن بر بخش حبابی است زیرا سیاست پولی -که کانال اثرگذاری شکاف تولید بر حباب بازار سهام است- معمولا به صورت غیرقاعده‌مند اجرا می‌شود و نه در واکنش به شکاف تولید. بررسی تاثیر قیمت سهام بر شکاف تولید نیز حاکی از برقراری «اثر ثروت» و نشان‌دهنده تاثیر مثبت حباب قیمت سهام بر شکاف تولید است. علاوه بر این با بزرگ‌تر شدن نسبت اندازه بازار سهام به اقتصاد ایران طی زمان، کانال اثر ثروت تقویت شده است.

* **نویسنده مسئول:** آرش هادیزاده
آدرس: قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، دانشکده مدیریت و حسابداری، گروه اقتصاد
ایمیل: arash.hadizade@gmail.com
تلفن: ۰۲۸۳۳۶۶۵۲۷۵

۱ مقدمه

حباب[1] یکی از مباحث جذاب و در عین حال بحث برانگیز در اکثر بازارها از جمله اوراق بهادار، مستغلات و ... است. از بین تمامی بازارها نمود این پدیده در بازار سهام بیشتر است زیرا تغییرات قیمت در این بازار سریع‌تر از سایر بازارها است. با توجه به نقش بازار سهام در شکوفایی اقتصاد هر کشور، تشخیص این که آیا افزایش قیمت در بازار سهام ناشی از عوامل مبنایی است یا خیر، می‌تواند برای سیاستگذاران کشور و فعالان این بازار مفید باشد. حباب‌ها به دلایل مختلف مورد توجه اقتصاددانان هستند زیرا می‌توانند نحوه تخصیص منابع در اقتصاد را تغییر دهند. مثلا وجود حباب می‌تواند با ایجاد اخلال در انگیزه‌های سرمایه‌گذاری افراد، موجب سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی شود که بیشتر از ارزش ذاتی آن قیمت‌گذاری شده‌اند. وجود حباب می‌تواند سبب سرمایه‌گذاری غیربهینه شود. علاوه بر این، حباب‌ها می‌توانند اثرات حقیقی نیز داشته باشند. ترکیدن حباب قیمتی، ترازنامه بنگاه‌ها، موسسات مالی و همچنین بودجه خانوارها را مختل می‌کند و سبب کاهش فعالیت واقعی در اقتصاد می‌شود. به‌دلیل تاثیر حباب‌ها بر بخش واقعی اقتصاد، شناسایی زمان پیدایش و از بین رفتن آن و بررسی عوامل موثر بر آن از اهمیت برخوردار است.

یکی از مشکلات بازار سرمایه کشور طی چند دهه اخیر، نوسانات شدید قیمتی است که به صورت دوره‌ای رخ داده است. مثلا رونق بازار سهام از ابتدای سال ۱۳۹۶ تا مردادماه سال ۱۳۹۹ موجب شد که شاخص بازار سهام ۱۷۵.۲ درصد رشد کند. این رونق شدید فقط یکی از چندین وضعیت رونق و رکود شدید در بازار سهام است. سناریوهای رونق مشابهی نیز پیش‌تر در سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۴ سپس از ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹ و همین‌طور از ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ در بازار سهام رخ داد. یکی از عواملی که ممکن است منجر به شکل‌گیری چنین نوساناتی در بازارهای دارایی شود، حباب‌های قیمتی هستند. حباب‌های قیمتی زمانی رخ می‌دهند که سرمایه‌گذاران نسبت به افزایش قیمت دارایی خوشبین باشند نه به ارزش بنیادی آن. در واقع حباب زمانی رخ می‌دهد که ارزش ذاتی دارایی (مانند سود حال و آتی سهام) تغییر نکند اما قیمت دارایی روند افزایشی داشته باشد. از جمله دلایل تشکیل حباب‌های قیمتی می‌توان به عوامل روانی (اخلال در اطلاعات قیمت سهام، خوش‌بینی به افزایش قیمت‌ها در آینده، رفتارهای گله‌ای و...) و عوامل اقتصادی (تغییر در قیمت سایر دارایی‌ها و...) اشاره کرد.

شکاف تولید[2] یکی از عوامل اثرگذار بر قیمت سهام است که هم به‌صورت مستقیم و هم به‌صورت غیرمستقیم از کانال نرخ بهره (یا نقدینگی) می‌تواند قیمت‌ها در بازار سهام را تحت تاثیر قرار دهد و مقدمات شکل‌گیری حباب را فراهم کند. در کانال مستقیم، انتظار بر این است که تغییر در شکاف تولید، سود شرکت‌های بورسی را تحت تاثیر قرار دهد و در نتیجه بر قیمت سهام اثر بگذارد. در کانال غیرمستقیم نیز انتظار بر این است که شکاف تولید به دلیل نقشی که در سیاست پولی بانک مرکزی ایفا می‌کند از طریق نقدینگی یا نرخ بهره بر قیمت سهام و انتظارات سرمایه‌گذاران موثر باشد.

حباب بازار سهام نیز می‌تواند بر شکاف تولید تاثیر بگذارد. مطابق تئوری مصرف سیکل زندگی[3]، انتظار می‌رود که در نتیجه شکل‌گیری حباب، ثروت سرمایه‌گذاران افزایش پیدا کند که منجر به افزایش مصرف آنان می‌شود و تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد که بر شکاف تولید موثر خواهد بود. بر این اساس، در این مطالعه به دنبال پاسخی برای دو سوال هستیم. سوال اول این‌که آیا حباب بازار سهام دارای اثرات حقیقی است؟ یعنی حباب بازار سهام شکاف تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهد؟ سوال

[1] Bubble
[2] Output Gap
[3] Life Cycle Theory of Consumption

دوم این است که آیا متغیر شکاف تولید بر حباب بازار سهام اثرگذار است یا خیر؟

در این مطالعه به بررسی تاثیر شکاف تولید بر حباب قیمتی در بازار سهام با استفاده از رویکرد پیشنهادی گالی و گمبتی[1] (۲۰۱۴) پرداخته شده است. مزیت این رویکرد تجزیه قیمت سهام به دو بخش بنیادی و حبابی و بررسی جداگانه اثر متغیرها بر هر دو بخش است. در مطالعات قبلی چنین تفکیکی وجود نداشته است و اثر متغیرها به جای بخش حبابی به‌صورت کلی بر قیمت سهام بررسی شده است. روش اقتصادسنجی مورد استفاده برای ارزیابی رابطه بین متغیرها نیز روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان[2] است. این رویکرد امکان بررسی رابطه دوطرفه حباب و شکاف تولید را فراهم می‌کند. دلیل استفاده از این رویکرد آن است که اولا می‌تواند شکست‌های ساختاری متعدد را در مدل لحاظ کند. ثانیا پارامترهای برآوردشده آن متغیر در زمان است. اثر شکاف تولید بر بخش حبابی و بخش بنیادی قیمت سهام می‌تواند متفاوت باشد و ضمنا طی زمان نیز تغییر کند زیرا نحوه اثرگذاری شکاف تولید بر کل قیمت سهام بستگی دارد به این‌که چه بخشی از قیمت سهام مربوط به بخش حبابی و چه بخشی مربوط به بخش بنیادی است. چون اندازه بخش حبابی طی زمان تغییر می‌کند، نحوه اثرگذاری شکاف تولید بر قیمت سهام نیز طی زمان تغییر خواهد کرد و باید از رویکردی استفاده شود که بتواند چنین تغییری را طی زمان مدلسازی کند (گالی و گمبتی؛ همان). روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان که متغیرهای برآوردی آن طی زمان تغییر می‌کند می‌تواند این فرایند را مدسازی کند.

تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات فارسی پیشین در رویکرد مدلسازی نظری و اقتصادسنجی آن است. در مطالعاتی که پیش از این در داخل کشور انجام شده است، تاثیر متغیرهای اقتصادی بر قیمت سهام مورد مطالعه قرار گرفته و اثر متغیرها بر بخش بنیادی و حبابی به تفکیک بررسی نشده است. همچنین مطالعه‌ای وجود ندارد که به بررسی اثر حباب قیمت سهام بر شکاف تولید پرداخته باشد.

این مقاله در ۵ بخش تنظیم شده است. بعد از بخش اول به مبانی نظری تحقیق اشاره شده است و در خصوص حباب و روش‌های شناسایی آن بحث شده است. در بخش سوم داده‌ها و روش تحقیق بررسی شده است. در بخش چهارم، نتایج تحقیق ارائه شده و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲ مروری بر ادبیات تحقیق

در این بخش ابتدا مبانی نظری موضوع بررسی می‌شود. سپس مطالعات خارجی و داخلی مرتبط با موضوع مرور می‌شود.

۲٫۱ مبانی نظری

حباب‌های قیمتی غیرقابل مشاهده‌اند. با بررسی سری‌زمانی قیمت سهام می‌توان فراز و فرودها و نوساناتی را مشاهده کرد اما حبابی مشاهده نخواهد شد. بنابراین نامگذاری بخشی از این نوسانات قیمتی تحت عنوان حباب قیمت سهام کاملا وابسته به نحوه تعریف و اندازه‌گیری خواهد بود. این چالش اصلی شناسایی، تشخیص و بررسی حباب‌های قیمتی است. برای بررسی هر پدیده‌ای خصوصا پدیده‌ای غیرقابل مشاهده لازم است ابتدا تعریف روشنی از آن ارائه شود و ویژگی‌های آن تشریح شود. اما پیش از تعریف حباب قیمت سهام باید به نکته دیگری اشاره شود. مطابق فرضیه بازار کارا بسیاری از اقتصاددانان مانند فاما[3] (۱۹۶۵) معتقدند که وجود

[1] Gali and Gambetti
[2] Time Varying Parameter Structural Vector Autoregressive (TVP-SVAR)
[3] Fama

حباب ناممکن است زیرا در صورت انحراف قیمت دارایی‌های مالی از ارزش بنیادی، فعالان بازار به‌سرعت در جهت معکوس اقدام به خرید و فروش می‌کنند که منجر به تصحیح قیمت و انطباق مجدد آن بر ارزش بنیادی می‌شود. برخی اقتصاددانان وقوع حباب را ناممکن نمی‌دانند اما در مورد چگونگی شکل‌گیری آن اختلاف نظر دارند. از میان اقتصاددانانی که معتقد به امکان وجود حباب هستند، عده‌ای تلاش کرده‌اند که آن را شناسایی و اندازه‌گیری کنند از جمله گالی و گمبتی (۲۰۱۴) که رویکردی نظری را برای تعریف حباب قیمت و روش اقتصادسنجی را برای اندازه‌گیری آن ارائه کرده‌اند.

به دلیل غیرقابل مشاهده بودن حباب، تعریف دقیق حباب اغلب اوقات ذهني[1] است. ذهني بودن این تعاریف به دو دلیل است. نخست این‌که حباب قیمت دارايي اغلب به‌صورت انحراف محسوس قیمت‌هاي دارايي از ارزش بنيادي خود تعریف مي‌شود ولی خود ارزش بنیادی مفهومی ذهنی، و قراردادی است پس تعریف حباب بر این اساس نیز ذهنی خواهد بود (لوین و همکاران[2]، ۲۰۱۴). دوم این‌که برای این‌که انحراف قیمت‌ها از ارزش بنیادی حباب در نظر گرفته شوند باید اندازه و مدت زماني داشته باشد که این اندازه و زمان نیز اغلب قراردادی و ذهني است. به عبارت دیگر، مشخص نیست که انحراف قیمت‌ها از مقدار بنیادی باید چقدر باشد و چه مدت تداوم داشته باشد تا حباب نامیده شود.

با وجود این مشکلات هنوز می‌توان تعریفی قابل قبول برای حباب قیمت در ادبیات موضوع پیدا کرد. در یکی از رایج‌ترین تعاریف، حباب به وضعیتی اطلاق می‌شود که قیمت‌ها در آن روند افزایشی دارد و به‌شکلی فزاینده از ارزش بنیادی خود فاصله می‌گیرد. سرمایه‌گذاران علیرغم این‌که عقلایی هستند، اما به این امید اقدام به خرید دارایی حبابی می‌کنند که قیمت آن در آینده باز هم افزایش پیدا کند (گورکاینا‌ک[3]، ۲۰۰۸).

حباب قيمتي وقتي رخ مي‌دهد كه قيمت معاملات جاري سهام از ارزش واقعي خود فاصله مي‌گيرد. در یک بازار کارا انتظار بر این است که انحراف قیمت‌ها از ارزش بنیادی دارایی، سریعا توسط نیروهای بازار از بین برود و قیمت مجددا با ارزش بنیادی منطبق شود. اما زمانی که حباب وجود دارد، بازار دیگر کارا نیست و ممکن است قیمت‌ها به‌صورت فزاینده‌ای از مقدار بنیادی خود فاصله بگیرند. بنابراین حباب واقعي از حالت تشديدشونده افزايش قيمت سهام ناشي مي‌شود. همچنین شواهد تجربي زيادي وجود دارد که نشان می‌دهند که حباب‌ها پدیده‌هایی کوتاه‌مدت نیستند بلکه افزایش پایدار و طولاني‌مدت قيمت‌هاي دارايي است و به‌دنبال آن فروپاشي سريع قيمت‌ها در فاصله زماني كوتاهي رخ مي‌دهد (اسکوباری و همکاران[4]، ۲۰۱۷).

در تعریفی دیگر کیندل‌برگر[5] (۱۹۸۷) حباب را به این صورت تعریف می‌کند: افزایش سریع در قیمت یکی یا طیفی از دارایی‌ها در یک فرایند پیوسته، که افزایش قیمت اولیه، انتظار افزایش قیمت آتی را ایجاد می‌کند و باعث جذب خریداران جدید به بازار می‌شود. افزایش قیمت با معکوس شدن انتظارات سقوط کرده و معمولا باعث بروز بحران‌های مالی می‌شود.

ویژگی‌های زیر از جمله مشخصات مشترک حباب قیمت شناخته شده است:

- افزایش سریع قیمت‌ها (بیکر[6]، ۲۰۰۲)
- انتظارات غیر واقعی از افزایش قیمت‌های آتی (کیس و شیلر[7]، ۲۰۰۳)
- انحراف قیمت‌ها از ارزش پایه‌ای

[1] Subjective
[2] Levin et al.
[3] Gurkaynak
[4] Escobari et al.
[5] Kindlebergr
[6] Baker
[7] Case and Shiller

- کاهش شدید قیمت‌ها بعد از ترکیدگی حباب‌ها (سیگل[1]، ۲۰۰۳).

مقایسه این ویژگی‌های با اتفاقات واقعی بازارهای دارایی نشان می‌دهد که حباب‌ها در بازارهای دارایی و مالی به وفور رخ می‌دهند و باید توضیح قانع‌کننده‌ای برای آن‌ها ارائه شود؛ چرا که با فرض عقلایی بودن فعالان بازار در تناقض است و این انگیزه ارائه نظریه‌هایی است که در عین سازگاری با پدیده‌های واقعی بازارهای مالی، به لحاظ نظری نیز با فروض قوی مانند رفتار عقلایی فعالان بازار همسو باشد.

۲،۲ تئوری‌های توضیح‌دهنده حباب

در سطح خرد، چهار دسته نظریه برای توضیح چگونگی ایجاد حباب در بازارها وجود دارد. دسته اول نظریه‌هایی هستند که تمام فعالان بازار را دارای رفتار عقلایی و آگاه از وجود حباب می‌دانند. در این مدل‌ها سرمایه‌گذاران به این امید اقدام به خرید سهام حبابی می‌کنند که انتظار دارند در آینده قیمت آن باز هم افزایش پیدا کند. بنابراین حباب پایدار می‌ماند زیرا انتظار رشد آن در آینده وجود دارد. حداقل تا زمانی که حباب از بین نرفته باشد، انتظار تداوم رشد حباب در میان فعالان بازار وجود خواهد داشت (دیبا و گروسمن[2]، ۱۹۸۸). این رایج‌ترین توضیح نظری درخصوص نحوه شکل‌گیری و رشد حباب‌هاست و عموم آزمون‌هایی که برای شناسایی و اندازه‌گیری حباب توسعه داده شده‌اند، بر مبنای این نظریه است.

مدل‌های دسته دوم با فرض رفتار عقلایی فعالان بازار، عدم تقارن یا یکسان نبودن اطلاعات این فعالان را دلیل اصلی به وجود آمدن حباب در نظر می‌گیرند. در این مدل‌های همه فعالان بازار الزاما از وجود حباب آگاه نیستند. مثلا ممکن است که همه افراد مطلع باشند که قیمت سهام بالاتر از ارزش ذاتی آن است، اما هر فرد مطمئن نیست که سایر فعالان بازار نیز از این موضوع آگاهند. چنین عدم تقارن‌هایی در اطلاعات می‌تواند عامل پیدایش حباب در بازارها باشد (آلن و گورتون[3]، ۱۹۹۳).

دسته سوم از مدل‌ها در چارچوب نظریه‌های مالی رفتاری، فرض می‌کنند که فعالان بازار به دلایل مختلف گاهی غیرعقلایی رفتار می‌کنند. با رفتار عقلایی امکان پیدایش حباب قیمتی وجود ندارد. این مدل‌ها نشان می‌دهند که گرچه در بازارها افراد از امکان وجود آربیتراژ آگاه هستند اما به دلیل وجود برخی هزینه‌ها و ریسک‌ها وارد فرآیند اصلاح قیمتی نمی‌شوند و به همین خاطر حباب‌ها تشکیل می‌شوند (آبرو و برونرمیر[4]، ۲۰۰۳).

در دسته چهارم، ناهمگنی عقاید سرمایه‌گذاران در مورد ارزش ذاتی دارایی -که ناشی از تورش‌های روان‌شناختی[5] همچون اعتماد به نفس بیش از حد برخی از سرمایه‌گذاران در مورد ارزیابی صحیح بنیاد سهام است- عامل اصلی پیدایش حباب شناسایی می‌شود. یعنی عده‌ای از فعالان بازار هنگام وجود حباب، قیمت‌های موجود را حبابی نمی‌دانند زیرا ارزش ذاتی دارایی حبابی را بیش‌برآورد کرده‌اند و قیمت حبابی موجود به‌نظرشان قیمتی معقول می‌آید (آبرو و برونرمیر، ۲۰۰۳).

۲،۳ شناسایی حباب

آزمون‌های مختلفی به‌منظور کشف حباب‌های قیمتی ارائه شده است. قدیمی‌ترین آن‌ها آزمون کران واریانس[6] شیلر (۱۹۸۱) است. متداول‌ترین آزمون‌های کشف حباب، آزمون ریشه واحد و آزمون هم‌انباشتگی است که توسط دیبا و گروسمن (۱۹۸۸) و کمپبل[7] و شیلر (۱۹۸۷) مطرح شد و به‌طور گسترده مثلا توسط کوستاس و سرلیتس[8] (۲۰۰۵) و

[1] Siegel
[2] Diba and Grossman
[3] Allen and Gorton
[4] Abreu and Brunnermeier
[5] Psychological Biases
[6] Variance Bound Test
[7] Campbell
[8] Koustas and Serletis

آرشاناپالی و نلسون[1] (۲۰۰۸) استفاده شد. مطابق فرضیه بازار کارا انتظار می‌رود که قیمت‌ها در حالت عادی بازار سهام، دارای ریشه واحد یا نامانا باشند. در صورتی که فرضیه بازار کارا نقض شود و حباب در بازار شکل بگیرد، فرآیند تولیدکننده داده‌ها دارای ریشه بزرگ‌تر از یک یا رفتار انفجاری خواهد بود. دیبا و گروسمن (۱۹۸۸) بر این اساس، از یک آزمون ریشه واحد راست دنباله استفاده کردند و فرضیه صفر نامانایی قیمت (وجود ریشه واحد یا برقراری فرضیه بازار کارا) را در مقابل ریشه بزرگ‌تر از یک (یا وجود حباب) آزمون کردند.

در مدل رایج قیمت‌گذاری دارایی‌ها تحت فرض عقلایی بودن، امید ریاضی قیمت‌های آتی به شکل زیر است:

$$E_t(P_{t+i-1}) = \frac{1}{1+r} E_t(P_{t+i} + d_{t+i}) \quad (۱)$$

معادله (۱) یک معادله تفاضلی مرتبه اول و نقطه شروع اغلب آزمون‌های تجربی حباب‌ها است. با حل رو به جلو معادله فوق خواهیم داشت:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i}) \quad (۲)$$

رابطه (۲) نشان می‌دهد که قیمت در دوره جاری برابر است با ارزش حال تمامی جریان‌های درآمدی آتی آن دارایی. این رابطه زمانی برقرار است که حباب قیمتی در بازار نداشته باشیم. در صورتی که بازار حبابی باشد، رابطه (۲) به رابطه (۳) تبدیل خواهد شد:

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^i E_t(d_{t+i}) + B_t \quad (۳)$$

مطابق معادله (۳) قیمت دارایی از دو جزء بنیادی (که برابر ارزش تنزیل شده مجموع سود تقسیمی مورد انتظار آینده است) و جزء حباب تشکیل شده است. اگر جزء حباب در معادله فوق وجود نداشته باشد، فرآیند قیمت یک فرآیند انباشته از مرتبه اول خواهد بود (همانند جزء بنیادی) اما اگر جزء حباب در معادله حضور داشته باشد، معادله (۳) تبدیل به یک فرآیند انفجاری خواهد شد زیرا بخش حبابی $1+r$ ریشه بزرگ‌تر از یک دارد. بنابراین اگر بتوانیم نشان دهیم که متغیر قیمت در برخی از بازه‌های زمانی دارای ریشه بزرگ‌تر از یک بوده است، وجود حباب در بازار را ثابت کرده‌ایم.

کارمزا و ددمن[2] (۱۹۹۵) به انتقاد از متدولوژي آزمون‌هاي همجمعی و ریشه واحد مرسوم به‌منظور بررسی وجود حباب قیمتی پرداختند. آن‌ها بیان کردند که این مدل‌ها توانایی جستجو و شناسایی هر حبابی را ندارند، به‌طوري که تغییر در اندازه نمونه، ناکافی بودن داده‌هاي سري یا ویژگی‌هاي خاص مربوط به سري‌زمانی مثل نوسان زیاد آن ممکن است بر توانایی این آزمون‌ها در کشف حباب قیمت اثرگذار باشد. تیلور و همکاران[3] (۱۹۹۸) آزمون‌هاي چولگی و کشیدگی را براي کشف حباب‌هاي قیمتی پیشنهاد کردند. آن‌ها بیان کردند که اگر مقادیر چولگی و کشیدگی، حاکی از غیرنرمال بودن توزیع متغیر باشد، وجود حباب در سري متغیر تأیید می‌شود.

در پاسخ به این نقدها، هال و همکاران[4] (۱۹۹۹) تلاش کردند تا رفتار غیرخطی حباب را از طریق یک آزمون ریشه واحد مبتنی بر مدل مارکوف سویچینگ[5] مدل‌سازی کنند. در روشی که هال و همکاران (۱۹۹۹) توسعه دادند، این امکان وجود دارد که آزمون ریشه واحد در دو رژیم مختلف انجام شود. اگر قیمت دارایی در یک رژیم دارای ریشه برابر با یک و در حالت دیگر دارای ریشه بزرگ‌تر از یک یا

[1] Arshanapalli and Nelson
[2] Charemza and Deadman
[3] Taylor et al.
[4] Hall et al.
[5] Markov Switching Model

رفتار انفجاری باشد وجود حباب تایید می‌شود. روش پیشنهادی هال و همکاران (۱۹۹۹) امکان شناسایی حباب‌های چندگانه را فراهم می‌کند اما شی[1] (۲۰۱۰) نشان داد که این روش، زمانی که شاهد تغییر در واریانس توزیع داده‌ها بین دو رژیم هستیم، عملکرد نامناسبی دارد و ممکن است تغییر در میزان نوسانات بین دو رژیم (تغییر در واریانس) را به اشتباه به‌عنوان حباب تلقی کند.

فیلیپس و یو[2] (۲۰۱۱) با توسعه یک آزمون ریشه واحد مبتنی بر پنجره غلتان[3] امکان شناسایی حباب‌های چندگانه را فراهم آوردند. این آزمون ایده ساده‌ای دارد. ابتدا یک پنجره کوچک از ابتدای داده‌های موجود در نمونه انتخاب می‌شود و آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای این پنجره انجام می‌شود. در مرحله بعدی، یک مشاهده به پنجره قبلی اضافه شده و مجددا آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای پنجره جدید انجام می‌شود. بزرگ شدن پنجره تا جایی ادامه می‌یابد که پنجره شامل تمامی داده‌های موجود در نمونه شود. پس از اتمام محاسبه آماره آزمون ریشه واحد برای تمامی پنجره‌ها، مقدار سوپریموم دنباله آماره‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته[4] محاسبه شده و با مقدار بحرانی مقایسه می‌شود. اگر این مقدار از مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد، وجود حباب تایید می‌شود.

فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) بر مبنای آزمون فیلیپس و یو (۲۰۱۱) آزمون دیگری را برای شناسایی حباب توسعه دادند. مشکل آزمون قبلی این بود که زمانی که حباب‌های چندگانه در بازار دارایی‌ها وجود داشت، نتایج رضایت‌بخش نبود. نوآوری آزمون جدید این است که در فرآیند تکرار رو به جلو، نه تنها پنجره بزرگ می‌شود بلکه خود پنجره نیز در فرآیندهای تکرار به سمت جلو منتقل می‌شود و از این طریق می‌تواند چندین حباب را شناسایی کند. شبیه‌سازی‌های انجام شده، نشان می‌دهد که این روش از توان[5] بالایی برای شناسایی حباب‌های چندگانه برخوردار است و در اغلب موارد، در شناسایی حباب‌ها موفق عمل می‌کند. این روش علاوه بر این‌که وجود حباب در بازارهای دارایی آزمون می‌شود، امکان تعیین زمان دقیق شکل‌گیری و از بین رفتن حباب نیز فراهم می‌شود.

۲،۴ نحوه اثرگذاری شکاف تولید بر قیمت سهام

در این مطالعه از مدل گالی و گمبتی (۲۰۱۴) برای بررسی تاثیر شکاف تولید (سیاست پولی) بر قیمت سهام و بخش حبابی آن استفاد شده است.

در این الگو اقتصادی با سرمایه‌گذاران ریسک خنثی و نرخ بهره حقیقی بدون ریسک متغیر در زمان و برون‌زا R_t در نظر گرفته می‌شود. Q_t نیز نشان‌دهنده قیمت یک دارایی با عمر نامحدود در دوره t است که دارای بازدهی (سود تقسیمی) D_t می‌باشد. قیمت از دو بخش تشکیل شده است: یک بخش بنیادی Q_t^F و یک بخش حباب Q_t^B. بنابراین:

$$Q_t = Q_t^F + Q_t^B \quad (۴)$$

مطابق نظریه رایج قیمت‌گذاری سهام، بخش بنیادی به عنوان ارزش فعلی تنزیل شده سودهای آینده تعریف می‌شود:

$$Q_t^F \equiv E_t\left\{\sum_{k=1}^{\infty}\left(\prod_{j=0}^{k-1}\left(\frac{1}{R_{t+j}}\right)\right)D_{t+k}\right\} \quad (۵)$$

در صورتی که رابطه (۵) به صورت لگاریتمی-خطی نوشته شود (حروف کوچک نشان دهنده فرم لگاریتمی متغیرهای اصلی است):

$$q_t^F = const + \sum_{k=0}^{\infty}\Lambda^k\left[(1-\Lambda)E_t\{d_{t+k+1}\} - E_t\{r_{t+k}\}\right] \quad (۶)$$

[1] Shi
[2] Phillips and Yu
[3] Rolling Window
[4] Augmented Dickey-Fuller: ADF
[5] Power

که در رابطه (۶)، $\Lambda = \frac{\Gamma}{R} < 1$ است، به گونه‌ای که Γ و R به ترتیب نشان دهنده نرخ رشد (ناخالص) سود سهام و نرخ بهره در مسیر رشد متعادل است.

چگونه یک تغییر در شکاف تولید باعث متاثر شدن قیمت دارایی شده و حباب ایجاد می‌کند؟ این سوال را می‌توان از طریق ترکیب عکس‌العمل پویای دو بخش قیمت دارایی به یک شوک برون‌زا (مانند شوک به شکاف تولید) پاسخ داد. در صورتی که آن شوک را با ε_t^{gdpgap} نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} = (1-\gamma_{t-1})\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} + \gamma_{t-1}\frac{\partial q_{t+k}^B}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} \quad (۷)$$

که در رابطه (۷)، $\gamma_t \equiv \frac{Q_t^B}{Q_t}$ نشان‌دهنده سهم حباب در قیمت مشاهده شده دوره t است. با استفاده از رابطه (۵) می‌توان واکنش پیش‌بینی شده به جزء بنیادی را به‌دست آورد:

$$\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} = \sum_{j=0}^{\infty}\Lambda^j\left((1-\Lambda)\frac{\partial d_{t+k+j+1}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} - \frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}}\right) \quad (۸)$$

بر اساس نظریه اقتصادی، زمانی که شکاف تولید افزایش می‌یابد (رونق اقتصادی اتفاق می‌افتد)، نرخ بهره حقیقی و سود سهام افزایش می‌یابد یعنی $\frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} > 0$ و $\frac{\partial d_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} \geq 0$ است. دلیل افزایش نرخ بهره در واکنش به شکاف تولید بر اساس قاعده[1] تیلور قابل توجیه است. قاعده تیلور بیان می‌کند که سیاست‌های پولی بانک مرکزی دارای یک قاعده بوده و در اغلب موارد در واکنش به تغییر دو متغیر اصلی شکاف تولید و شکاف تورم از تورم هدف است. زمانی که شکاف تولید کاهش می‌یابد یا رکود اتفاق می‌افتد بانک مرکزی با کاهش نرخ بهره، سیاست پولی انبساطی اجرا می‌کند که به رشد اقتصاد کمک کند. برعکس، زمانی که شکاف تولید افزایش می‌یابد، نرخ بهره را بالا می‌برد. بر این اساس، انتظار بر این است که با افزایش شکاف تولید، نرخ بهره افزایش پیدا کند یا به عبارت دیگر، پاسخ نرخ بهره به شوک شکاف تولید مثبت خواهد بود. از طرف دیگر، شکاف تولید مهم‌ترین توضیح‌دهنده سودآوری شرکت‌ها است. زمانی که رونق اقتصادی اتفاق می‌افتد یا شکاف تولید افزایش می‌یابد، انتظار بر این است که سودآوری شرکت‌ها افزایش پیدا کند. بنابراین در پاسخ به یک شوک مثبت در شکاف تولید، سود سهام افزایش پیدا خواهد کرد.

حال با توجه به این‌که $\frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}}$ با ضریب منفی در معادله (۸) ظاهر شده است، تاثیر شوک شکاف تولید بر بخش بنیادی بستگی به این خواهد داشت که پاسخ بخش اول بزرگ‌تر است ($\frac{\partial d_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}}$) یا بخش دوم ($\frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}}$). انتظار می‌رود که پاسخ بخش اول بزرگ‌تر باشد و جزء بنیادی قیمت دارایی در واکنش به این شوک افزایش یابد به‌عبارتی $\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} > 0$ باشد. البته این انتظار نظری است و نتایج برآوردها مشخص خواهد کرد که پاسخ مثبت است یا منفی.

برای بررسی تاثیر شوک شکاف تولید بر بخش حبابی قیمت سهام از معادله (۵) استفاده می‌شود که رایج‌ترین شکل تصریح تعیین قیمت بنیادی سهام است. این معادله فرم باز شده معادله تفاضلی زیر است. در یک وضعیت تعادل منطقی که حبابی وجود ندارد انتظار بر این است که رابطه زیر برقرار باشد:

$$Q_t R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_{t+1}\} \quad (۹)$$

اما چون امکان شکل‌گیری حباب در بازار وجود دارد باید رابطه فوق را بر اساس روابط زیر برای بخش بنیادی و حبابی نوشت:

$$Q_t^F R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_t^F\} \quad (۱۰)$$

[1] Rule

با استفاده از معادلات (۵) و (۱۰) می‌توان گفت که جزء حباب باید در رابطه (۱۱) صدق کند:

$$Q_t^B R_t = E_t\{Q_{t+1}^B\} \quad (11)$$

فرم لگاریتمی-خطی رابطه (۱۱) به صورت زیر خواهد بود:

$$E_t\{\Delta q_{t+1}^B\} = r_t \quad (12)$$

بنابراین افزایش در نرخ بهره منجر به افزایش در رشد انتظاری جزء حباب می‌شود. حال از آن‌جایی که نرخ بهره در پاسخ به شوک مثبت شکاف تولید افزایش می‌یابد، انتظار بر این است که افزایش در شکاف تولید سبب افزایش در بخش حبابی قیمت شود.

باید توجه داشت که تاثیر نهایی شوک شکاف تولید بر قیمت سهام، بستگی به سهم هر یک از بخش‌های بنیادی و حبابی از کل قیمت سهام دارد. این موضوع در رابطه (۷) نشان داده شده است. از آن‌جایی که بخش حبابی قیمت سهام، طی زمان می‌تواند بزرگ یا کوچک شود، پاسخ قیمت سهام به شوک شکاف تولید طی زمان می‌تواند متفاوت باشد. به عبارت دیگر، در هر دوره بسته به اندازه حباب، قیمت سهام می‌تواند پاسخ متفاوتی به شوک شکاف تولید نشان دهد. بر این اساس، رویکردهای رایج اقتصادسنجی مانند خودرگرسیون برداری یا خودرگرسیون برداری ساختاری نمی‌توانند در مدلسازی مورد استفاده قرار گیرند و لازم است از رویکردی استفاده شود که تغییرات ضرایب طی زمان را نشان دهد. بر این اساس از روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان (SVAR-TVP) در این مطالعه استفاده شده است.

۲،۵ نحوه اثرگذاری قیمت سهام بر شکاف تولید

به‌شکل نظری ارتباطی دوطرفه بین تغییرات حبابی قیمت سهام و شکاف تولید وجود دارد. تاثیر شکاف تولید بر حباب قیمت سهام در بخش قبل بررسی شد. در این بخش تاثیر تغییرات حبابی قیمت سهام بر شکاف تولید بررسی می‌شود. این تاثیر از دو کانال قابل توجیه است: کانال ثروت و کانال اعتبارات.

۲،۶ کانال ثروت

بازار سهام از طریق کانال ثروت می‌تواند بخش واقعی اقتصاد را تحت تاثیر قرار دهد. در حالت کلی کانال ثروت به این شکل عمل می‌کند: مطابق تئوری اثر ثروت، زمانی که قیمت‌ها در بازارهای دارایی مانند بازار سهام افزایش می‌یابد، صاحبان سهام با افزایش ثروت روبه‌رو می‌شوند. چون مصرف افراد -مطابق نظریه مصرف سیکل زندگی- علاوه بر درآمد، تابعی از ثروت آن‌ها نیز است، با افزایش در قیمت سهام (ناشی از حباب)، مصرف آن‌ها افزایش می‌یابد. افزایش در مصرف نیز افزایش در تقاضای کل و افزایش تولید و رشد اقتصادی را به همراه دارد. عکس این حالت نیز زمانی اتفاق می‌افتد که قیمت سهام کاهش یابد (کمپل و کوکو[1]، ۲۰۰۷). با افزایش تولید محتملا شکاف تولید نیز دچار تغییر می‌شود. این تاثیر در این پژوهش به‌شکل تجربی بررسی خواهد شد.

۲،۷ کانال اعتبارات

کانال دیگری که از آن طریق قیمت سهام می‌تواند بخش واقعی اقتصاد را تحت تاثیر قرار دهد، کانال اعتبارات است. اساس استدلال در کانال اعتبارات این است که تغییر در قیمت سهام می‌تواند با تغییر در ترازنامه شرکت‌ها (و اشخاص حقیقی) و ارزش وثایقی که بنگاه‌ها برای دریافت وام در اختیار

[1] Cocco

بانک‌ها قرار می‌دهند، میزان اعتبار در دسترس را در اقتصاد تحت تاثیر قرار دهد. مثلا افزایش در قیمت سهام در نتیجه حباب سهام می‌تواند ارزش دارایی شرکت‌ها را افزایش دهد درنتیجه بانک‌ها چنین شرکتی را دارای ریسک اعتباری پایین قلمداد کرده و متقاعد به پرداخت وام به این شرکت می‌شوند. افزایش در میزان اعتبار نیز بر بخش واقعی اقتصاد اثرگذار بوده و می‌تواند تولید و شکاف آن از مقدار بالقوه را تحت تاثیر قرار دهد (برنانکه و گرتلر[1]، ۱۹۹۵).

۲،۸ چرخه‌های تجاری

شکاف تولید، اختلاف تولید بالقوه و تولید بالفعل است. این اختلاف در چرخه‌های تجاری تشدید می‌شود، بنابراین برای محاسبه شکاف تولید لازم است که چرخه‌های تجاری تعریف شود. لانگ و پلاسر[2] (۱۹۸۳) چرخه‌های تجاری را الگوهای نوسانی منظم متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، اشتغال و قیمت‌ها می‌دانند. چرخه‌های تجاری شامل دوره‌های رکود و رونق است که در اطراف مسیر رشد بلندمدت اقتصادی یا به‌اصطلاح حول روند شکل می‌گیرد. دورنبوش و همکاران[3] (۱۹۷۷) چرخه‌های تجاری را فراز و فرودهای منظم در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر رشد اقتصادی می‌دانند. به عقیده ایشان چرخه‌های تجاری نوسانات منظم و قاعده‌مند فعالیت‌های کلان اقتصادی است. از این رو هر نوسان مشاهده شده‌ای را نمی‌توان چرخه تجاری نامید. لوکاس[4] (۱۹۷۷) چرخه اقتصادی را انحراف تکرارپذیر تولید ناخالص داخلی حقیقی حول روند بلندمدت خود می‌داند. بنابراین درصورتی که مقدار تولید ناخالص داخلی اقتصادی از روند بلندمدتش بیشتر باشد و در حال افزایش باشد گفته می‌شود که اقتصاد در فاز رونق است و زمانی که پایین‌تر از روند بلندمدت باشد و در جهت منفی از آن دور شود، اقتصاد وارد فاز رکودی شده است. تا پیش از مطرح شدن نظریه چرخه‌های تجاری حقیقی توسط کیدلند و پرسکات[5] (۱۹۸۲) تصور می‌شد که چرخه‌های تجاری حول یک خط با شیب صعودی رخ می‌دهد. اما کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲) نشان دادند که روند بلندمدت رشد اقتصادی نیز خود تابعی از شرایط اقتصاد است و ممکن است طی زمان افزایش یا کاهش یابد و روند بلندمدت تولید ناخالص داخلی به جای یک خط راست با شیب ثابت، یک منحنی خواهد بود که شیب آن بستگی به شرایط اقتصادی خواهد داشت.

۲،۹ پیشینه تحقیق

در این بخش ابتدا به مطالعات خارجی صورت گرفته اشاره می‌شود سپس مطالعات داخلی بررسی می‌شود.

الف) مطالعات خارجی

پاتاتوکاس[6] (۲۰۲۱) به بررسی تاثیر اخبار مربوط به تولید ناخالص داخلی بر قیمت سهام در اقتصاد آمریکا پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که اخبار مثبت در خصوص رشد اقتصادی و تولید اثر مثبت بر قیمت سهام دارد و می‌تواند بخش حبابی قیمت را تغییر دهد.

الگرینی[7] (۲۰۲۰) در مطالعه خود، رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را در اقتصاد عربستان بررسی کرد. نتایج این مطالعه حاکی از رابطه بلندمدت بین متغیرهای کلان مانند تولید ناخالص داخلی و قیمت سهام است. همچنین

[1] Bernanke and Gertler
[2] Long and Plosser
[3] Dornbusch et al.
[4] Lucas
[5] Kydland and Prescott
[6] Patatoukas
[7] Algarini

مطابق نتایج بدست آمده، تولید ناخالص داخلی دارای اثر مثبت بر بازار سهام است.

الکسیوس و اسپانگ[1] (۲۰۱۸) با استفاده از یک مدل رشد تعادل عمومی پویا نشان دادند که بین تولید ناخالص داخلی و قیمت سهام رابطه‌ای بلندمدت وجود دارد. نتایج این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که در کشورهای G7، تاثیر تولید ناخالص داخلی بر قیمت سهام مثبت است.

تورسوی و فیصل[2] (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی و قیمت سهام در اقتصاد ترکیه پرداختند. محققین در این مطالعه از آزمون کرانه‌ها تحت مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیع‌شده[3] ARDL استفاده کرده و به این نتیجه رسیدند که بین قیمت سهام و تولید ناخالص داخلی یک رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین نتایج این مطالعه حاکی از اثرگذاری مثبت تولید ناخالص داخلی بر قیمت سهام است.

ردی[4] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثر تولید ناخالص داخلی بر بازده سهام در هند پرداخته است. وی در این مطالعه، از داده‌های سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۹ برای اقتصاد هند استفاده کرده و با استفاده از تحلیل رگرسیونی به این نتیجه رسیده است که تولید ناخالص داخلی یکی از مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های بازده سهام در بازار سهام این کشور است.

گان و همکاران[5] (۲۰۰۶) به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی بر قیمت سهام در اقتصاد نیوزلند پرداختند. محققین در این مطالعه از رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسلیوس[6] و علیت گرنجری[7] استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین قیمت سهام و تولید ناخالص داخلی است و این متغیر در بلندمدت دارای اثر مثبت بر قیمت سهام است.

ب) مطالعات داخلی

محجوب و نبوی چاشمی (۱۴۰۰) با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته سوپریموم[8] SADF و دیکی فولر تعمیم‌یافته سوپریموم عمومی[9] GSADF به بررسی حباب در بازار سهام ایران در فاصله سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶پرداختند. نتایج این مطالعه، حاکی از وقوع حباب در بازه فروردین ۱۳۹۰ تا مرداد ۱۳۹۳ و مهر ۱۳۹۴ تا اردیبهشت ۱۳۹۶ است. همچنین در این مطالعه، محققین به بررسی اثر تورم و نرخ ارز بر حباب قیمت سهام پرداختند و نشان دادند که نرخ ارز و تورم در شکل‌گیری حباب بازار سهام موثر هستند.

رحمانیانی، سهیلی و فتاحی (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[10] DSGE به بررسی اثر شوک‌های احساسی بر حباب قیمت سهام پرداختند. در این مطالعه، محققین از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در بازه سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۳ بهره برده و به این نتیجه رسیدند که شوک‌های احساسی قسمت زیادی از نوسانات قیمت سهام را توضیح داده و آثار آن بر بخش واقعی اقتصاد، از طریق محدودیت اعتباری منتقل می‌شود.

عباسی، محمدی و نشاط آور (۱۳۹۷) به بررسی حباب قیمت در شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. در این مطالعه، وجود حباب طی دوره شش ساله ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ با استفاده از آزمون مانایی نسبت قیمت به سود (P/E) برای شرکت‌های منتخب صنایع خودرو و پتروشیمی بررسی شده است. برای انجام آزمون نسبت قیمت

[1] Alexius and Spang
[2] Tursoy and Faisal
[3] Autoregressive Distributed Lag
[4] Reddy
[5] Gan et al.
[6] Johansen-Juselius Cointegration Test
[7] Granger Causality
[8] Supremum ADF
[9] Generalized
[10] Dynamic Stochastic General Equilibrium

به سود آخرین روز معاملاتی هر شرکت در پایان هر ماه از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است که در نتیجه برای هر شرکت آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بر روی P/E انجام شده است و برای هر شرکت یک آماره t محاسبه شده است. نتایج آزمون حاکی از آن است که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، ۶۳ درصد و در سطح اطمینان ۹۵و ۹۰ درصد، ۵۰ درصد شرکت‌های مورد بررسی دارای حباب در قیمت هستند.

سلیمانی، فلاحتی و رستمی (۱۳۹۵) رفتار بازدهی کل سهام با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس راه گزینی مارکف[1] $MRSH$ در قالب یک مدل فضا-حالت طی دوره ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که استمرار رژیم واریانس بالا برای جزء دائمی ماهیتی کوتاه مدت دارد و به سرعت به سطح طبیعی بازگشت می نماید ولی برای جزء موقتی این موضوع برعکس می باشد، در جزء دائمی بازدهی سهام حالت واریانس پایین در طول دوره مورد بررسی حاکم می باشد ولی برای جزء موقتی حالت واریانس بالا صادق می باشد.

فرخی و پورحسین (۱۳۹۵) تاثیر سیاست‌های پولی بر حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. در این مطالعه، ابتدا از طریق آزمون مانایی نسبت قیمت به سود سهم، وجود حباب در بورس اوراق بهادار در فاصله زمانی مورد مطالعه به اثبات رسیده و از طریق روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شده $ARDL$ به بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان حباب قیمتی سهام و رشد نقدینگی و نرخ بهره، به عنوان عوامل متاثر از سیاست‌های پولی پرداخته شده است. نتایج نشان داد که رابطه معناداری میان حباب قیمت سهام و متغیرهای رشد نقدینگی و نرخ بهره وجود دارد. همچنین، رابطه میان رشد نقدینگی با حباب قیمتی مثبت و رابطه میان نرخ بهره و حباب قیمتی منفی می‌باشد.

قلی‌زاده، رمضان‌پور و فرخنده (۱۳۹۵) به بررسي رابطه علّي سود هر سهم و بازده آتي با توجه به وجود حباب ذاتي عقلايي در شركت هاي پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتايج نشان داد كه ۱۵ شركت داراي حباب ذاتي ناشي از تغييرات عوامل بنيادي همچون سود تقسيمي مي باشند. همچنين نتايج حاكي از آن است كه در شركت هايي كه حباب ذاتي وجود ندارد، سود هر سهم مي تواند بازده آتي را پيش بيني نمايد.

عباسیان، فرزانگان و نصیرالاسلامی (۱۳۹۴) براساس کار اولیه شلایفر و ویشنی[2] (۱۹۹۷) و با فرض وجود آربیتراژکنندگان عقلایی نزدیک‌بین[3] این سوال را مطرح می‌کنند که آیا وجود حباب عقلایی می‌تواند ناشی از فعالیت و واکنش معامله‌گران اختلال‌زا به اطلاعات اختلالی باشد. بدین منظور با استفاده از آمارهای بورس اوراق بهادار تهران، طی بازه فروردین سال ۱۳۸۳ تا پایان خرداد سال ۱۳۹۴، یک مدل اتورگرسیون ترکیبی لجستیک از پویایی‌های قیمت سهام در قالب یک سیستم دو رژیمی در نظر گرفته شده است به‌گونه‌ای که فرآیند حباب قیمت-گذاری در یک رژیم ایجاد می‌شود اما در رژیم دیگر نوعی هم‌انباشتگی خطی بین قیمت و سود سهام برقرار است. بر طبق نتایج تجربی، احتمال تغییر رژیم به تورم برون‌زا و وقفه قیمت سهام بستگی دارد. این نشان می‌دهد که قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات اختلالی در بازار آسیب‌پذیر هستند.

شورورزی، قوامی و حسین پور (۱۳۹۲) به بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات بازار سرمایه و بروز حباب قیمت در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ با استفاده از آزمون‌های تسلسل، استقلال (کای دو) و رگرسیون لجستیک باینری پرداخته‌اند. آزمون‌های فوق بر ۷۰ شرکت از بین ۴۰۰ شرکت اجرا شده است. نتایج حاکی از آن است که تفاوت معناداری در وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های حباب‌دار وجود دارد و

[1] Markov Regime Switching Heteroscedasticity
[2] Vishny
[3] Myopic Rational Arbitrator

شفافیت (توزیع) اطلاعات در بین این شرکت‌ها در حد متوسط می‌باشد. همچنین تفاوت معناداری در وضعیت شفافیت اطلاعات در شرکت‌های غیر حباب‌دار وجود دارد و شفافیت (توزیع) اطلاعات در بین این شرکت‌ها زیاد است.

ابراهیمی سروعلیا، فلاح شمس و آذرنگ (۱۳۹۲) به بررسی حباب قیمت در شرکت‌هاي پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. ابتدا با استفاده از روش باکس-جنکینز[1] پسماند مدل برآورد شده و بر آن آزمون‌هاي تسلسل، چولگی، کشیدگی و ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که در بورس تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ حباب قیمت وجود داشته است. با انجام آزمون‌هاي حباب قیمت، تمامی شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی مذکور رشد و سقوط شدید قیمت را در بورس تجربه کرده‌اند به دو گروه شرکت‌هاي بدون حباب و دارای حباب قیمت تقسیم شدند. براي پیش‌بینی حباب از متغیرهاي درون‌زاي شرکت‌ها از قبیل اندازه شرکت، ترکیب سهامداران، نسبت P/E، شفافیت اطلاعات و سرعت نقدشوندگی استفاده شد. در مرحله بعد با استفاده از مدل‌هاي لوجیت و پروبیت، مدلی براي پیش‌بینی حباب قیمت طراحی گردید. در برازش مدل از داده‌هاي شش ماه قبل از بروز حباب (شتاب قیمت) استفاده شد. نتایج نشان داد بین دو متغیر مستقل درون‌زاي شرکت (اندازه شرکت و شناوري سهم) و حباب قیمتی ارتباط معنی‌داري وجود دارد.

یحیی زاده فر، تقی نژاد عمران و علی پور (۱۳۸۸) وجود حباب‌های قیمتی عقلایی در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶ را با استفاده از سه آزمون مختلف ریشه واحد، هم‌انباشتگی و جمعی کسری بررسی کرده است. آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی وجود حباب در بورس اوراق بهادار تهران را تایید می‌کنند، اما آزمون جمعی کسری نشان‌دهنده ویژگی بازگشت به میانگین در داده‌هاست که وجود حباب را رد می‌کند.

۳ روش‌شناسی تحقیق

در این مطالعه، برای شناسایی و زمان‌بندی حباب از روش فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) و برای بررسی اثر متقابل شکاف تولید و حباب بازار سهام از رویکرد گالی و گمبتی (۲۰۱۴) استفاده شده است. برای شناسایی حباب از داده‌های ماهانه در بازه فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۸ و برای بررسی تاثیر متقابل شکاف تولید و حباب بازار سهام از داده‌های فصلی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۸ استفاده شده است. دلیل استفاده از داده‌های فصلی برای بررسی اثر متقابل شکاف تولید و حباب بازار این است که هر چه تواتر داده‌ها بالاتر باشد، شناسایی دقیق‌تر حباب ممکن خواهد بود. همچنین در آزمون فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) هر چه تعداد داده‌ها بیشتر باشد، توان آزمون در شناسایی صحیح حباب افزایش می‌یابد.

استفاده از داده‌های فصلی برای بررسی اثر متقابل شکاف تولید و حباب بازار سهام این بوده است که داده‌های برخی از متغیرهای مدل به صورت ماهانه موجود نبوده و در بهترین حالت به صورت فصلی منتشر می‌شوند. نقطه شروع و پایان نمونه نیز بر اساس موجود بودن داده‌ها انتخاب شده است.

۳،۱ روش شناسایی حباب‌های چندگانه

روش فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) برای بررسی وجود حباب و شناسایی زمان شکل‌گیری و از بین رفتن آن، شکل توسعه‌یافته رویکرد فیلیپس و یو (۲۰۱۱) است. فیلیپس و یو (۲۰۱۱) برای شناسایی حباب‌های چندگانه از یک آزمون ریشه واحد تکراری استفاده کرده‌اند. ابتدا یک پنجره از مشاهدات (که نقطه

[1] Box-Jenkins Method

شروع آن مشاهده اول نمونه و نقطه پایان آن مشاهده‌ای است که حداقل تعداد لازم مشاهده برای انجام آزمون ریشه واحد را فراهم سازد) را در نظر گرفته و آزمون ADF را برای آن انجام داده‌اند. سپس این پنجره از سمت انتهای آن یک مشاهده بزرگ‌تر شده و مجددا آزمون ADF انجام می‌شود. این فرآیند آنقدر تکرار می‌شود که انتهای پنجره بر انتهای مشاهدات منطبق شود. در نهایت تعدادی آماره ADF به‌دست می‌آید که هریک مربوط به یکی از پنجره مشاهدات است. آماره‌ای که فیلیپس و یو (۲۰۱۱) برای شناسایی حباب استفاده می‌کنند، آماره SADF است که برابر با سوپریموم آماره‌های ADF است که در فرآیند تکراری فوق به‌دست آمد. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) عنوان می‌کنند که رویکرد پیشنهادی فیلیپس و یو (۲۰۱۱) ممکن است در برخی موارد در شناسایی حباب‌های چندگانه با مشکل مواجه شود. بنابراین رویکرد تکراری دیگری را پیشنهاد می‌کنند که در آن علاوه بر این‌که پنجره بزرگ‌تر می‌شود، نقطه شروع پنجره نیز یک مشاهده به جلو انتقال داده می‌شود. در واقع در رویکرد جدید، فرآیند تکراری قبلی ابتدا از اولین مشاهده نمونه شروع شده و فرآیند بزرگ کردن پنجره همانند آن‌چه توضیح داده شد انجام می‌شود. در مرحله بعدی دومین مشاهده نمونه به عنوان نقطه شروع شکل‌دهی پنجره انتخاب می‌شود و سپس فرآیند تکراری بزرگ کردن پنجره اجرا می‌شود. این فرآیند تکراری برای مشاهده سوم و مشاهدات بعدی انجام می‌شود. مقدار آماره روش پیشنهادی فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) نیز (آماره GSADF) برابر با سوپریموم مقدار آماره ADF تمامی پنجره‌ها (با اندازه و نقاط شروع مختلف) است. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) برای شناسایی زمان شروع و از بین رفتن حباب از آماره SADF رو به عقب[1] تحت عنوان BSADF استفاده می‌کنند. فرآیند محاسبه آماره BSADF دقیقا مشابه محاسبه آماره GSADF است. با این تفاوت که نمونه‌گیری و ساخت پنجره‌ها از انتهای نمونه شروع شده و به سمت ابتدای نمونه حرکت می‌کند.

فرضیه صفر آزمون ریشه واحد تکراری راست دنباله فیلیپس و یو (۲۰۱۱) وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل آن، وجود ریشه بزرگ‌تر از یک است. برای اجرای آزمون رگرسیونی در نظر گرفته می‌شود که نمونه آن از r_1 امین بخش از کل نمونه شروع شده و در r_2 امین بخش از داده‌ها به پایان می‌رسد و در آن $r_2 = r_1 + r_w$ بوده و r_w اندازه پنجره رگرسیون مربوطه است. فرض کنید که رگرسیون مورد نظر به شکل زیر باشد:

$$\Delta y_t = \alpha_{r1,r2} + \beta_{r1,r2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \psi^i{}_{r1,r2} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳) k تعداد وقفه است و $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2_{r1,r2})$ است. تعداد داده‌های رگرسیون برابر است با : $T_w = \lfloor T r_w \rfloor$ که در آن T تعداد کل مشاهدات و $\lfloor . \rfloor$ تابع جزء صحیح است. مقدار آماره ADF که از رابطه فوق بدست می‌آید به شکل ADF_{r1}^{r2} نشان داده می‌شود.

آزمون SADF مدل ADF فوق را به صورت تکراری انجام داده و در هر تکرار با بزرگ‌تر کردن اندازه پنجره، تعداد بیشتری از داده‌ها را در رگرسیون وارد می‌نماید. اندازه پنجره r_w از r_0 تا ۱ بزرگ شده و مقدار آماره ADF در هر بار محاسبه می‌شود. مقدار آماره آزمون SADF برابر سوپریموم سری آماره‌های ADF محاسبه شده در هر تکرار است. r_0 نیز حداقل اندازه پنجره است (که کارایی تخمین را تنظیم می‌کند) و ۱ حداکثر اندازه پنجره و برابر کل مشاهدات است. آماره ADF که با استفاده از مشاهدات ۰ تا r_2 محاسبه می‌شود، به‌صورت ADF_0^{r2} و آماره SADF برای این آزمون به‌صورت $sup_{r_2 \in [r_0,1]} ADF_0^{r_2}$ نشان داده می‌شود.

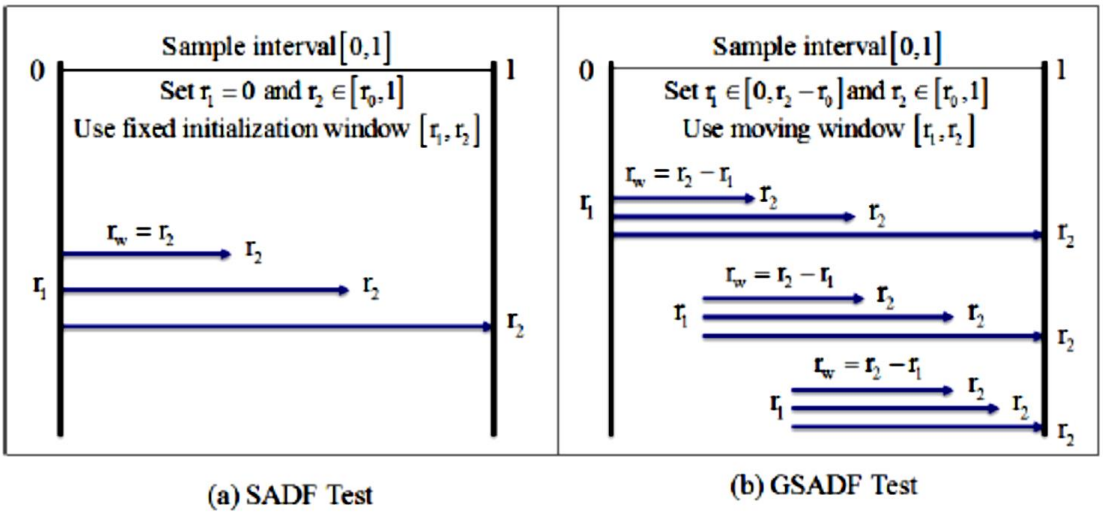
در آزمون GSADF علاوه بر اینکه r_2 (نقطه انتهایی نمونه) از r_0 تا ۱ تغییر می‌کند، r_1 (نقطه شروع نمونه) نیز از ۰ تا $r_2 - r_0$ امکان تغییر پیدا

[1] Backward SADF

می‌کند. بر این اساس آماره آزمون GSADF به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$GSADF(r_0) = sup_{r_2\in[r_0,1]\,,r_1\in[0,r_2-r_1]}\{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (۱۴)$$

تفاوت نحوه تکرار در دو آزمون SADF و GSADF در شکل ۱ قابل مشاهده است.



(a) SADF Test (b) GSADF Test

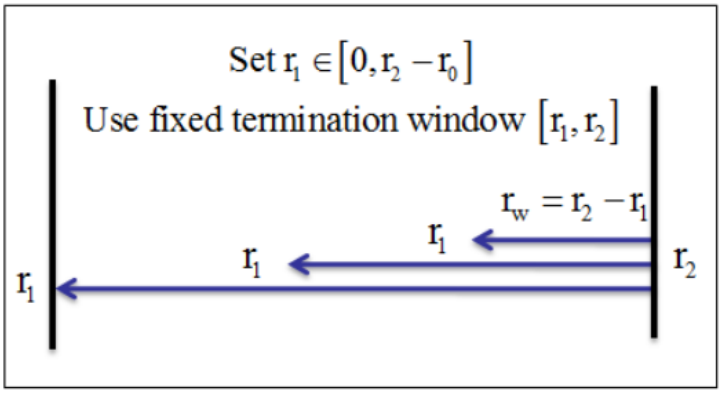
شکل ۱- نحوه نمونه‌گیری در آزمون‌های SADF و GSADF

منبع: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)

روش BSADF مشابه روش GSADF است با این تفاوت که برخلاف روش GSADF که ابتدای پنجره را در نقطه r_1 ثابت نگه می‌داشتیم و نقطه انتهایی آن را بزرگ‌تر می‌کردیم، در اینجا نقطه انتهایی نمونه، یعنی r_2 ثابت نگه داشته شده و سپس نمونه را به سمت نقطه شروع نمونه، به صورت تکراری بزرگ‌تر می‌کنیم. به عبارت دیگر r_2 ثابت نگه داشته شده و r_1 در بازه $r_2 - r_0$ تا صفر تغییر می‌کند (شکل ۲). آماره BSADF به صورت سوپریموم مقادیر ADF در این بازه تعریف می‌شود.

$$BSADF_{r_2}(r_0) = sup_{r_1\in[0,r_2-r_0]}\{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (۱۵)$$

بر این اساس زمان شکل‌گیری حباب، $[Tr_e]$ اولین مشاهده‌ای خواهد بود که مقدار آماره ADF آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی مربوطه باشد و زمان از بین رفتن حباب نیز اولین مشاهده، بعد از دوره $[T\hat{r}_e] + \log(T)$ است که مقدار آماره آن کوچک‌تر از مقدار بحرانی باشد. دلیل قرار دادن $\log(T)$ این است که بتوان بین حباب و شوک‌های ناگهانی قیمت تمایز قائل شد. در واقع حباب‌ها حداقل به مدت $\log(T)$ به طول خواهند انجامید که در مقایسه با شوک‌های قیمتی یک‌باره آهسته‌تر شکل می‌گیرند و آهسته‌تر نیز از بین می‌روند. در صورتی که این شرط برقرار نباشد، به این معنی است که تغییرات قیمتی مذکور مربوط به حباب نبوده و توسط شوک‌های ناگهانی ایجاد شده است.



شکل ۲- نحوه نمونه‌گیری در آزمون BSADF

منبع: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)

۳،۲ خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان (TVP-SVAR)

رهیافت خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان روش مناسبي براي نشان دادن تغییرات ساختاري و رفتاري در مدل‌ها است و مي‌تواند شوك‌هاي مختلف بيروني وارد شده به سيستم معادلات را نشان دهد. مهم‌ترین مزیت این مدل آن است که ضرایب آن می‌توانند طی زمان تغییر کنند. به‌دلیل تغییرات شرایط اقتصاد کلان، شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی مشاهده می‌شود (استاک و واتسون[1]، ۲۰۰۸) بنابراین بهتر است از مدلی استفاده شود که بتواند این واقعیت را لحاظ کند.

فرض کنید x_t برای $t = 1, \dots, T$ یک بردار $n * 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل مشاهده در مدل باشد. به علاوه یک بردار y_t $s * 1$ از متغیرهای اقتصاد کلان اصلی موجود در مدل است. مدل TVP-SVAR برآوردی، شامل ۶ متغیر اصلی اقتصادی خواهد بود. متغیرهای شکاف تولید $(GDPGAP_t)$، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (p_t)، لگاریتم شاخص قیمت کامودیتی‌ها (p_t^c)، متغیر نماینده سیاست پولی (i_t)، لگاریتم شاخص قیمت سهام (Δq_t) و لگاریتم سود سهام (d_t) متغیرهایی هستند که در این مدل وارد شده‌اند. همچنین، متغیرهای شاخص قیمت سهام و سود سهام با تقسیم بر شاخص قیمت مصرف‌کننده حقیقی شده‌اند. بنابراین بر مبنای گالی و گمبتی (۲۰۱۴)، سیاست پولی، شکاف تولید و قیمت سهام متغیرهای اصلی تحقیق هستند و مابقی متغیرها به عنوان متغیرهای کنترلی وارد معادله شده‌اند.

$$x_t \equiv [GDPGAP_t, \Delta d_t, \Delta p_t, \Delta p_t^c, i_t, \Delta q_t]' \quad (۱۶)$$

اگر $x_t \equiv [GDPGAP_t, \Delta d_t, \Delta p_t, \Delta p_t^c, i_t, \Delta q_t]'$ تعریف شود، فرض می‌شود ارتباط میان این متغیرها و شوک‌های ساختاری به صورت مدل خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر زمانی به صورت زیر باشد:

$$x_t = A_{0,t} + A_{1,t}x_{t-1} + \cdots + A_{p,t}x_{t-p} + u_t \quad (۱۷)$$

که در آن، $A_{0,t}$ بردار تغییرات زمانی عرض ازمبداها، $A_{i,t}$ ماتریس ضرایب متغیر زمان و u_t دارای فرایند گاوسی نوفه سفید با میانگین صفر و ماتریس

[1] Stock and Watson

کوواریانس Σ_t است. فرض می‌کنیم شوک‌های ساختاری ε_t از فرمول زیر به‌دست آید:

$$u_t = S_t\varepsilon_t \quad (۱۸)$$

که $E\{\varepsilon_t\acute{\varepsilon_t}\} = I$ و $E\{\varepsilon_t\acute{\varepsilon_{t-k}}\} = 0$ و $S_tS_t\acute{} = \Sigma_t$ می‌باشد.

$$\Sigma_\varepsilon = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \dots & \sigma_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \quad (۱۹)$$

فرض که $\theta_t = vec(\acute{A_t})$ باشد که در آن $A_t = [A_{0,t}, A_{1,t}, \dots A_{p,t}]$ است و هم‌چنین فرض می‌کنیم θ_t مطابق با فرایند، در طول زمان تکامل می‌یابد.

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \omega_t \quad (۲۰)$$

که در آن، ω_t فرآیند نوفه سفید گاوسی با میانگین صفر و کوواریانس ثابت Ω بوده و مستقل از u_t برای تمام وقفه‌هاست. مدل‌سازی متغیر زمان برای Σ_t به این صورت است که $\Sigma_t = F_tD_t\acute{F_t}$ که در آن F_t ماتریس پایین مثلثی و D_t ماتریس قطری است. σ_t برداری که شامل مولفه‌های $D_t^{1/2}$ و $\phi_{i,t}$ یک بردار ستونی با مولفه‌های غیرصفر از $(i+1)$امین سطر از F_t^{-1} با $i = 1, 2, \dots, 5$ است.

فرض می‌کنیم که:

$$log\sigma_t = log\sigma_{t-1} + \varsigma_t \quad (۲۱)$$

$$\phi_{i,t} = \phi_{i,t-1} + \upsilon_{i,t} \quad (۲۲)$$

که در آن ς_t و $\upsilon_{i,t}$ دارای فرایند گاوسی نوفه سفید با میانگین صفر و ماتریس‌های کوواریانس Ψ_i و Ξ است. همچنین فرض می‌شود $\upsilon_{i,t}$ مستقل از $\upsilon_{j,t}$ برای $i \neq j$ بوده و $\upsilon_{i,t}$، ς_t، ε_t و ωt برای $i = 1, 2, \dots, 5$ برای تمام وقفه‌ها ناهمبسته هستند.

برای تعریف تابع عکس‌العمل تکانه‌ها، معادله به صورت زیر بازنویسی می‌شود.

$$x_t = \mu_t + A_tx_{t-1} + u_t \quad (۲۳)$$

که در آن $x_t \equiv [\acute{x_t}, \acute{x}_{t-1}.\dots.\acute{x}_{t-p+1}]'$ و $u_t \equiv [\acute{u_t}, 0.\dots.0]'$ و $\mu_t \equiv [\acute{A_{0.t}}, 0.\dots.0]'$ بوده و A_t ماتریس همبستگی است. برای به‌دست آوردن پاسخ پویای ضمنی برای یک شوک زمانی t از تقریب محلی استفاده می‌شود.

$$\frac{\partial x_{t+k}}{\partial \acute{u}_t} = [A_t^k]_{6.6} \equiv B_{t.k} \quad (۲۴)$$

که $k = 1,2, \dots$ و $[M]_{6.6}$ بیانگر ۶ سطر و ستون اول هر ماتریس M و $B_{t.0} \equiv I$ است. بنابراین پاسخ پویای متغیرهای x نسبت به شوک‌های شکاف تولید ε_t^m برای تحریک اقتصاد در دوره t عبارت است از:

$$\frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} = \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \acute{u}_t}\frac{\partial u_t}{\partial \varepsilon_t^{gdpgap}} = B_{t,k}S_t^{(1)} \equiv C_{t,k} \quad (۲۵)$$

که $S_t^{(1)}$ نشان‌دهنده اولین ستون S_t است. برای تخمین مدل با ضرایب متغیر زمانی از روش‌های بیزین و رویکرد نمونه‌گیری گیبز[1] استفاده می‌شود.

۴ یافته‌های تحقیق

با توجه به میانگین رشد حقیقی شاخص بورس، طی دوره مورد بررسی این تحقیق (فصل اول سال ۱۳۸۳ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۸) بورس اوراق بهادار تهران، شاهد افزایش در شاخص کل حقیقی بوده است. بیشترین مقدار رشد حقیقی بورس اوراق بهادار تهران برابر ۳۷/۲۷ درصد است که در فصل سوم سال ۱۳۹۲ ثبت شده است. کم‌ترین مقدار رشد حقیقی بورس اوراق بهادار تهران نیز در فصل سوم سال ۱۳۸۷ ثبت شده که برابر ۲۸/۸۷- درصد بوده است. مقادیر کشیدگی و چولگی مربوط به بازده حقیقی بازار سهام نشان‌دهنده اختلاف توزیع این متغیر با توزیع نرمال است. این موضوع در نتایج آزمون جارک-برا نیز دیده می‌شود. برای متغیر رشد حقیقی بازار سهام، مقدار ارزش احتمال آزمون (۰/۰۸) پس می‌توان در سطح معناداری ده درصد نتیجه گرفت که توزیع متغیر رشد حقیقی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نرمال نیست. این

[1] Gibbs Sampling

نتیجه چندان هم دور از انتظار نبود، چرا که در بازارهای مالی، به دلیل وقوع شوک‌ها، توزیع بازده بازار معمولا دارای دنباله‌های پهن‌تر بوده و کشیدگی آن از توزیع نرمال بیشتر است.

جدول(۱): آمار توصیفی متغیرهای اصلی تحقیق

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره آزمون J-B
Δq_t	۲/۴۷	-۱/۸۵	۳۷/۲۷	-۲۸/۸۷	۱۳/۸۱	۰/۶۷	۳/۲۱	۴/۸۳ (۰/۰۸۹)
Δd_t	۳/۱۳	۰/۷۳	۷۵/۶۱	-۴۸/۷۲	۱۶/۰۴	۱/۴۳	۱۰/۰۴	۱۵۱/۴۷ (۰/۰۰۰)
Δp_t^c	۰/۷۷	۰/۸۷	۱۴/۴۱	-۲۹/۱۵	۶/۲۲	-۱/۴۵	۱۰/۱۰	۱۵۴/۳۷ (۰/۰۰۰)
Δp_t	۴/۵۲	۳/۵۶	۱۹/۶۰	-۱/۲۷	۳/۳۱	۱/۹۹	۸/۷۶	۱۲۸/۶۴ (۰/۰۰۰)
$GDPGAP_t$	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۰۸	-۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۲۱	۲/۱۴	۲/۴۵ (۰/۲۹۳)
r_t	-۱/۶۴	-۱/۴۰	۱۳/۱۷	-۱۶/۶۹	۵/۸۴	۰/۰۵	۳/۴۲	۰/۴۹ (۰/۷۸۲)

منبع: محاسبات تحقیق / Δq_t : بازده حقیقی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (درصد رشد نسبت به فصل قبل) / Δd_t: رشد سود تقسیمی حقیقی (درصد رشد نسبت به فصل قبل) / Δp_t^c: رشد شاخص قیمت کامودیتی‌ها (درصد رشد نسبت به فصل قبل) /Δp_t: رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (درصد رشد نسبت به فصل قبل) /$GDPGAP_t$: شکاف تولید (محاسبه شده با استفاده از روش فیلتر هودریک پرسکات) /r_t: نرخ بهره حقیقی (نرخ بهره اسمی منهای تورم) / اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال متناظر با آماره آزمون هستند.

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. ابزارهای رایج موجود در مدل خودرگرسیون برداری یعنی توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، برای متغیرهای نامانا تحت شرایط بسیار خاصی قابل استفاده هستند. مانایی متغیرهای تحقیق شرط لازم ارزیابی روابط بین متغیرها است. مانایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته ، فیلیپس-پرون و KPSS بررسی شده است. در این تحقیق از روش بالا به پایین برای بررسی درجه‌ی انباشتگی متغیرها استفاده می‌شود. بدین صورت که برای بررسی مانایی متغیرها از الگوی سوم (یعنی الگویی که هم دارای عرض از مبدا و روند است) شروع کرده و معنی‌داری متغیر روند مورد بررسی قرار می‌گیرد[1]؛ اگر متغیر روند معنی‌دار باشد در این

[1] لازم به ذکر است که به دلیل حضور وقفه مرتبه اول متغیری که مانایی آن را مورد بررسی قرار می دهیم، در سمت راست معادله (به عنوان متغیر توضیحی)، توزیع عرض از مبدا و روند زمانی از توزیع استاندارد t پیروی نمی‌کند و این موضوع باید در بررسی معنی‌داری این دو متغیر مد نظر قرار گیرد. به عبارت دیگر، از مقادیر بحرانی توزیع t برای بررسی معنی‌داری روند و عرض از مبدا، نمی‌توانیم برای بررسی معنی‌داری آنها استفاده کنیم. در چنین شرایطی از رویکرد پیشنهادی اندرز (۲۰۰۴) استفاده می‌شود.

صورت الگوی سوم، الگوی مناسب برای بررسی مانایی متغیر است. در غیر این صورت الگوی دوم (فقط حاوی عرض از مبدا) تخمین زده می‌شود. در این الگو نیز معنی‌داری عرض از مبدا مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ در صورتی که عرض از مبدا معنی‌دار باشد با استفاده از الگوی دوم مانایی متغیر بررسی می‌گردد؛ در غیر این صورت از الگوی اول (بدون عرض از مبدا و روند) استفاده می‌گردد.

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	سطح			تفاضل مرتبه اول		
	ADF	Phillips-Perron	KPSS	ADF	Phillips-Perron	KPSS
Lq_t	-۱/۱۲	-۱/۲۰	۰/۱۷***	۷/۰۵***	-۷/۰۵***	۰/۰۸
Ld_t	-۲/۵۰	-۲/۴۵	۰/۷۶***	-۹/۰۵***	-۹/۰۶***	۰/۰۶
Lp_t^c	-۲/۶۶	-۱/۹۳	۰/۲۱۵**	-۵/۸۲***	-۵/۰۹***	۰/۰۷
Lp_t	-۲/۷۲	-۲/۰۴	۰/۰۸	-۳/۹۵**	-۳/۹۱**	۰/۰۶
$GDPGAP_t$	-۲/۸۸***	-۲/۹۲***	۰/۰۵	-	-	-
r_t	-۶/۴۰***	-۶/۲۲***	۰/۱			

منبع: محاسبات تحقیق /Lq_t: لگاریتم شاخص کل قیمت سهام حقیقی / Ld_t: لگاریتم سود تقسیمی / Lp_t^c: لگاریتم شاخص قیمت کامودیتی‌ها /Lp_t: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده /r_t: نرخ بهره حقیقی / *معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد***معنی‌دار در سطح ۱ درصد

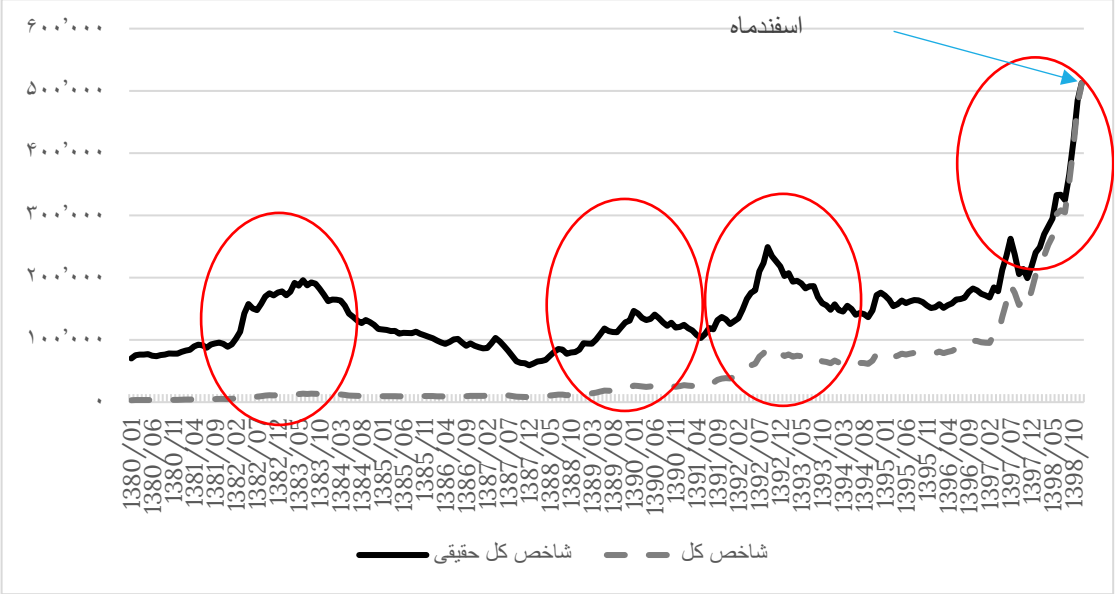
بر اساس روش بالا به پایین، برای متغیر لگاریتم شاخص قیمت حقیقی سهام، لگاریتم شاخص کامودیتی‌ها و شاخص قیمت مصرف‌کننده از الگوی سوم (باعرض از مبدا و روند)، برای دو متغیر لگاریتم سود تقسیمی حقیقی و نرخ بهره حقیقی از الگوی دوم (با عرض از مبدا) استفاده شده است.

با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس-پرون متغیر شاخص کل قیمت سهام حقیقی در سطح ۵ درصد در سطح نامانا‌ست. جهت حصول اطمینان از صحت نتایج، از آزمون KPSS نیز استفاده شده است. آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون، آزمون‌های مشابهی هستند و تنها تفاوت آنها در نحوه رفع خودهمبستگی موجود در مدل است، از این رو استفاده از آزمون KPSS که از جنس دیگری است، می‌تواند در اطمینان به نتایج حاصل شده کمک کند. برخی از متغیرهای تحقیق، در سطح نامانا هستند. بنابراین لازم است که درجه انباشتگی متغیرها تعیین شود. بدین منظور، آزمون ریشه واحد با یک بار تفاضل‌گیری از متغیرها مجددا انجام شده است. نتایج جدول (۲) بیانگر مانا شدن هر چهار متغیر نامانای تحقیق، پس از یک مرحله تفاضل‌گیری است. بر این اساس، از آنجایی که لازمه مدل خودرگرسیون برداری، ایستا بودن متغیرها است، از هر چهار متغیر مدل، ابتدا تفاضل گرفته شده و سپس در مدل وارده شده‌اند.

پیش از ورود به مرحله مدلسازی اثر شکاف تولید بر حباب قیمت سهام، ابتدا در ادامه با استفاده از روش فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) به شناسایی دوران حبابی بازار سهام پرداخته شده است. شناسایی این دوران در چارچوب این مطالعه از این حیث حائز اهمیت است که در تفسیر توابع واکنش آنی و نحوه پاسخ قیمت و حباب بازار سهام به شوک شکاف تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۴،۱ شناسایی دوران حبابی بازار سهام

قیمت‌ها در این بازار طی سال‌های اخیر افزایش قابل توجهی داشته و رکوردهای قیمتی جدیدی را ثبت نموده‌اند. به طوری که از ابتدای سال ۱۳۹۶ تا کنون، شاخص بازار سهام حدود ۵۴۶ درصد رشد داشته است[۱]. شاخص بازار سهام در ابتدای سال ۱۳۹۶ برابر ۷۸۶۵۱ بوده است که این رقم در اسفندماه سال ۱۳۹۸ به عدد ۵۱۲۹۰۰ رسیده است. در همین دوره، تعداد سهام معامله شده نیز از رقم ۱۶۴۵۰ میلیون سهم به ۱۲۰۲۲۲ میلیون سهم رسیده که نشان‌دهنده رشد حدودا ۶۳۱ درصدی است. نمودار (۱) شاخص قیمت اسمی و حقیقی بازار سهام را نشان می‌دهد. شاخص قیمت در دوره‌هایی شدیدا رشد کرده و سپس با کاهش ارزشی چشمگیر مواجه شده است. این ویژگی ظن شکل‌گیری و از بین رفتن حباب در این دوره‌ها را تقویت می‌کند. در حالت عادی، روندهای صعودی قیمت سهام معمولا با اصلاح‌های قیمتی[۲] همراه است و روند صعودی برای مدتی طولانی تداوم نمی‌یابد، اما دوره‌هایی که قیمت‌ها به صورت انفجاری و بدون اصلاح‌های قابل توجه رشد می‌کند به تشکیل حباب منتسب می‌شود. در نمودار (۱) مشاهده می‌شود که شاخص کل حقیقی طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۳، ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹، ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۸ بدون اصلاح قیمت، با شیب زیاد افزایش یافته است؛ به عبارت دیگر طی این چند دوره، روند صعودی سهام مشابه روندی است که در زمان شکل‌گیری حباب‌ها وجود دارد.



نمودار (۱): روند ماهانه قیمت‌های اسمی و حقیقی شاخص کل بازار سهام[۳] (بدون واحد؛ ماه پایه: اسفندماه ۱۳۹۸؛ ۱۳۹۸:۱۲-۱۳۸۰:۱)

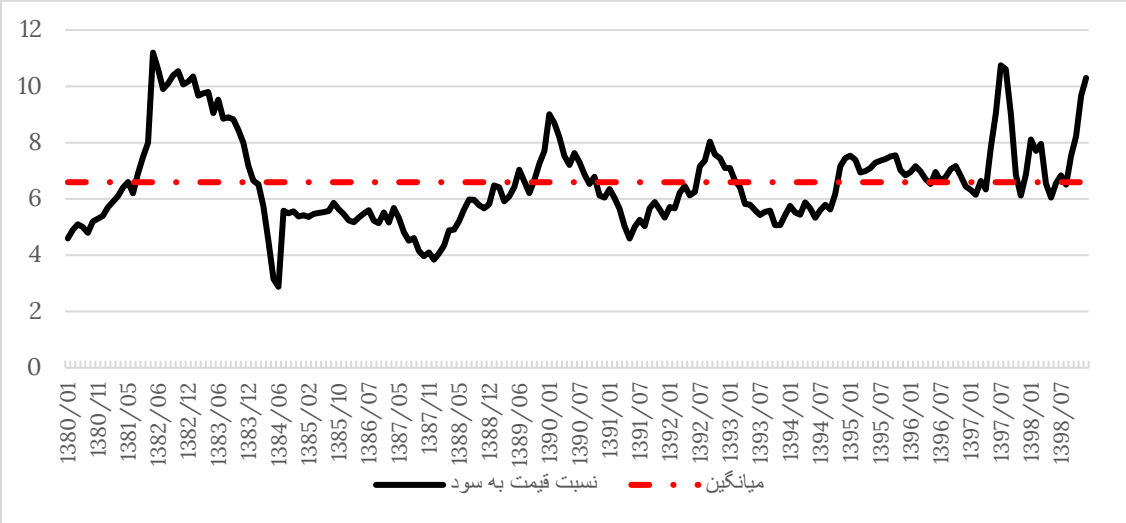
منبع: مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بورس اوراق بهادار تهران و محاسبات تحقیق

[۱] رشد محاسبه شده، نسبت به رقم انتهای سال ۱۳۹۵ بوده است.

[2] Pull Back

[۳] قیمت حقیقی سهام از تقسیم قیمت اسمی سهام بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به دست آمده است.

قیمت‌های حقیقی می‌تواند شکل‌گیری سیکل‌های رونق و رکود را در بازار سهام نشان دهد و دوره‌های مشکوک به حباب را مشخص کند، اما این معیار به دلیل نادیده گرفتن عوامل بنیادی موثر بر قیمت سهام مانند سود نقدی ممکن است گمراه‌کننده باشد. بنابراین بهتر است از متغیرهایی دیگر مانند نسبت قیمت به سود استفاده شود که در آن عوامل بنیادی نیز دخیل هستند. این نسبت نشان‌دهنده مقدار پول پرداخت‌شده (قیمت سهام) برای دریافت یک واحد درآمد (سود نقدی) است. هر چقدر این نسبت بالاتر باشد یعنی برای دریافت یک واحد درآمد حاصل از سود نقدی، باید پول بیشتری پرداخت شود. اگر این شاخص به مقدار زیادی از میانگین خود فاصله بگیرد باید به تشکیل حباب در آن دوره زمانی مشکوک شد. معمولا در شرایط حبابی، افراد بدون توجه به میزان سود سهام اقدام به خرید سهام در قیمت‌های بالا می‌کنند؛ در چنین شرایطی نسبت P/E افزایش می‌یابد و هشداردهنده ایجاد شرایط حبابی در بازار می‌شود. نمودار ۲ نشان می دهد که نسبت قیمت بر سود در چهار دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۳، اواخر ۱۳۸۹ تا اوایل ۱۳۹۰، سال ۱۳۹۲ و سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ از میانگین خود بیشتر است و با شتاب زیادی از آن فاصله گرفته است. بنابراین می‌بایست به وجود حباب در این دوره‌ها مشکوک بود. البته بالا بودن مقادیر P/E نشانه وجود حباب است و آن را اثبات نمی‌کند. برای نتیجه‌گیری باید از روش‌های آماری استفاده کرد.

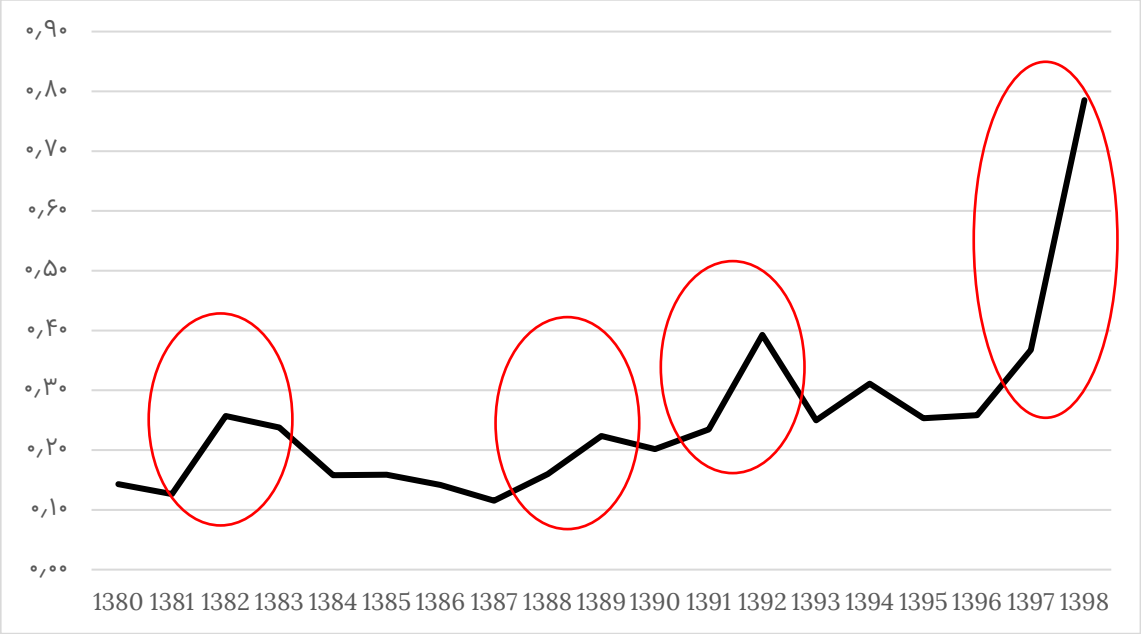


نمودار (۲): روند ماهانه نسبت قیمت به سود در بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۸۰:۱-۱۳۹۸:۱۲)

منبع: بورس اوراق بهادار تهران و محاسبات تحقیق

یکی دیگر از شاخص‌های تشخیص حباب، نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی است که افزایش آن نشانه افزایش اهمیت بازار سرمایه و رونق آن است. به‌طور معمول بهبود این شاخص با شیب ملایمی رخ می‌دهد و افزایش یکباره آن نه‌تنها نشان‌دهنده بهبود دائمی جایگاه بازار سهام نیست، بلکه می‌تواند معیاری برای تشخیص ارزش‌گذاری حبابی قیمت سهام باشد. بازار سهام آیینه تمام‌نمای اقتصاد یک کشور است و انتظار بر این است که نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی یا طی زمان ثابت باشد یا با شیب ملایمی افزایش پیدا کند. بنابراین افزایش یکباره این نسبت بدون توجه به شرایط عمومی اقتصاد ظن وجود حباب را تقویت می‌کند. نمودار (۳) روند سالانه نسبت ارزش بازار به

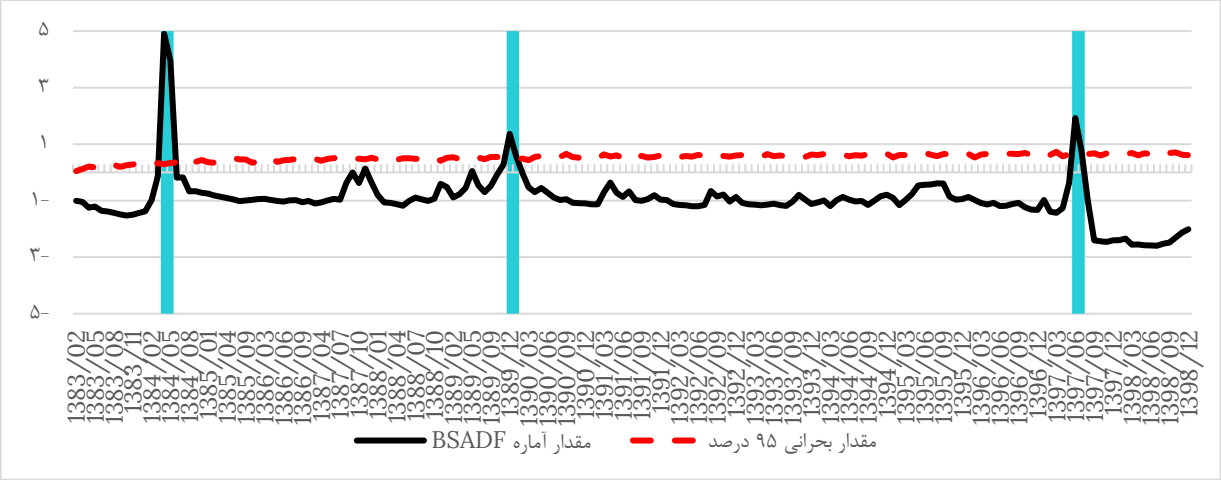
تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. در چهار دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۳، سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ و سال ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۸ نسبت ارزش بازار به تولید ناخالص داخلی با شیب زیادی افزایش یافته است.



نمودار (۳): روند سالانه نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی (۱۳۹۸-۱۳۸۰)

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بورس اوراق بهادار تهران و محاسبات تحقیق

برای تعیین تاریخ‌هایی که بازار سهام دارای حباب بوده از آزمون BSADF استفاده و نتایج در نمودار (۴) نشان داده شده است. برمبنای نتایج، در سه دوره کوتاه در بازار سهام رفتار حبابی وجود داشته است. این سه دوره شامل تیر تا شهریور ۱۳۸۴، فروردین تا اردیبهشت۱۳۹۰ و مهر تا آبان ۱۳۹۷ است. در این دوره‌ها مقدار آماره به‌دست آمده از مقدار بحرانی ۹۵ درصد بزرگ‌تر و نشان‌دهنده رفتار حبابی در بازار سهام است. باید توجه داشت که در سال ۱۳۹۸ با وجود افزایش در شاخص سهام، حباب تشخیص داده نشده است؛ البته درصورتی که روند افزایشی شکل گرفته در سال ۱۳۹۹ که در این مطالعه (به دلیل محدودیت داده‌های سایر متغیرها) به آن پرداخته نشده را در نظر بگیریم، برخی از ماه‌های انتهایی سال ۱۳۹۸ نیز در دوره حبابی قرار خواهند گرفت.



نمودار (۴): دوره‌های حبابی در بازار سهام بر اساس آزمون BSADF

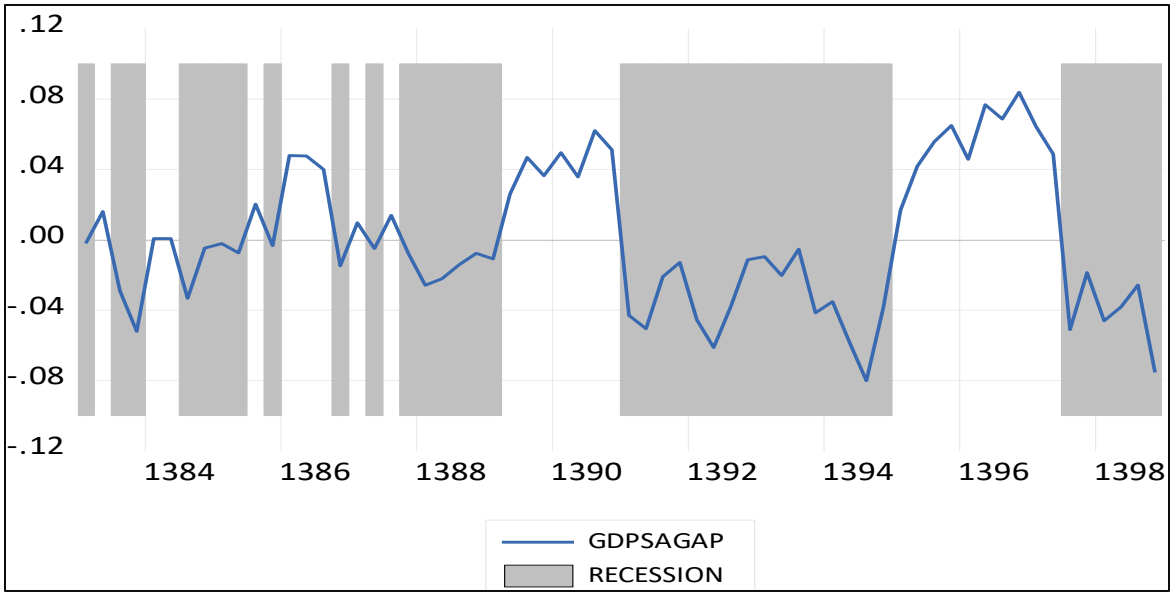
***: نقاط خاکستری رنگ، نشان‌دهنده دوره‌هایی هستند که حباب در بازار وجود داشته است.**

منبع: یافته‌های تحقیق

۴،۲ استخراج شکاف تولید

برای محاسبه شکاف تولید در چارچوب نظریه چرخه‌های تجاری حقیقی، هدریک و پرسکات[1] (۱۹۸۲) فیلتر هدریک-پرسکات را معرفی کردند که به‌شکل گسترده‌ای در برآورد شکاف تولید استفاده می‌شود، البته روش‌های دیگری مانند روش حداقل مربعات تطبیقی[2] نیز وجود دارد (هادی‌زاده[3] و همکاران، ۲۰۱۳). در این مطالعه از فیلتر هدریک-پرسکات برای تخمین شکاف تولید و چرخه‌های تجاری استفاده شده و نتایج در نمودار (۵) گزارش شده است. به‌منظور افزایش دقت محاسبات، ابتدا سری‌زمانی لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی فصلی روندزدایی فصلی شده و سپس فیلتر هدریک-پرسکات بر آن اعمال شده است. نمودار (۵) چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران (شکاف تولید) را در بازه سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۸ نشان می‌دهد. نمودار خطی نشان‌دهنده متغیر شکاف تولید است. سال‌هایی که با رنگ خاکستری مشخص شده‌اند، نشان‌دهنده وضعیت رکود هستند. در این بازه زمانی حداقل شاهد ۴ دوره رکودی در اقتصاد ایران بوده‌ایم که از نظر شدت یکسان نبوده‌اند. در دو رکودی که دهه نود شمسی و همزمان با اعمال تحریم‌ها رخ داده است، عمق رکود شدیدتر بوده و شکاف تولید به منفی‌ترین مقدار خود رسیده است.

[1] Hodrick and Prescott
[2] Adaptive Least Squares: ALS
[3] Hadizadeh et al.



نمودار (۵): چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران - شکاف تولید استخراج شده با فیلتر هدریک-پرسکات

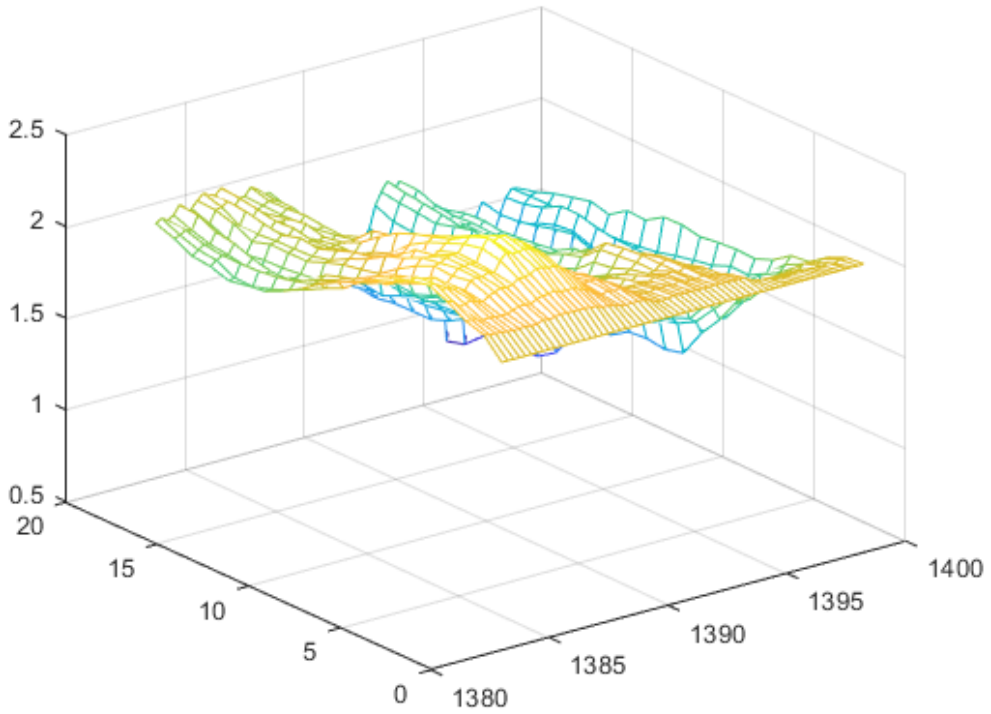
منبع: یافته‌های تحقیق

۴،۳ اثر شکاف تولید بر حباب بازار سهام

اولین مرحله در برآورد مدل خودرگرسیون برداری، تعیین تعداد وقفه‌های بهینه است. آماره اطلاعاتی آکاییک نشان‌دهنده وجود ۲ وقفه بهینه است. نتایج برآورد ضرایب مدل خودرگرسیون برداری به‌تنهایی قابل استفاده نیستند زیرا نمی‌توانند روابط همزمان بین متغیرها را نشان دهند بنابراین باید ابتدا روابط ساختاری و همزمان را از مدل برآورد شده استخراج کرد و سپس نتایج را تفسیر کرد. همچنین می‌توان از ابزارهای دیگر مانند توابع واکنش آنی استفاده کرد. در مدل‌های خودرگرسیون برداری با ضرایب ثابت، یک تابع واکنش آنی ثابت برای کل دوره محاسبه می‌شود، اما در مدل‌های خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر، توابع واکنش آنی برای هر دوره در نمونه به صورت مجزا برآورد می‌شود. بنابراین متغیرها می‌توانند در هر دوره، اثر متفاوتی داشته باشند یعنی به جای یک نمودار واکنش آنی برای کل دوره، در هر دوره شاهد یک نمودار واکنش آنی متفاوت هستیم. نمودار (۶)، پاسخ قیمت حقیقی سهام به شوک وارد شده به شکاف تولید را نشان می‌دهد. در این نمودار محور x دوره مورد بررسی، محور y دوره بررسی اثر شوک و محور z میزان اثرگذاری شوک است. مطابق این نمودار در تمامی دوره مورد بررسی، قیمت سهام واکنش مثبتی به شوک مثبت وارد شده به شکاف تولید دارد. شوک مثبت به شکاف تولید به معنی وجود رونق در اقتصاد است. شکل‌گیری رونق در اقتصاد، سبب افزایش فروش و سودآوری شرکت‌ها می‌شود و این تاثیر بر قیمت سهام منعکس می‌شود. بر این اساس، نتیجه به‌دست آمده مورد انتظار بوده و مطابق تئوری‌های موجود است.

نحوه پاسخ قیمت سهام به شوک شکاف تولید طی زمان متفاوت است. در برخی از سال‌های ابتدایی دهه ۸۰ شمسی، قیمت سهام رشد زیادی داشته است. نتایج نمودار (۶) نشان می‌دهد که اثرگذاری شکاف تولید بر قیمت سهام در این سال‌ها بیشتر بوده است. سال‌های ابتدایی دهه ۸۰ شمسی، سال‌های طلایی اقتصاد ایران در زمینه رشد اقتصادی بود و به جز سال ۱۳۹۵، این سال‌ها

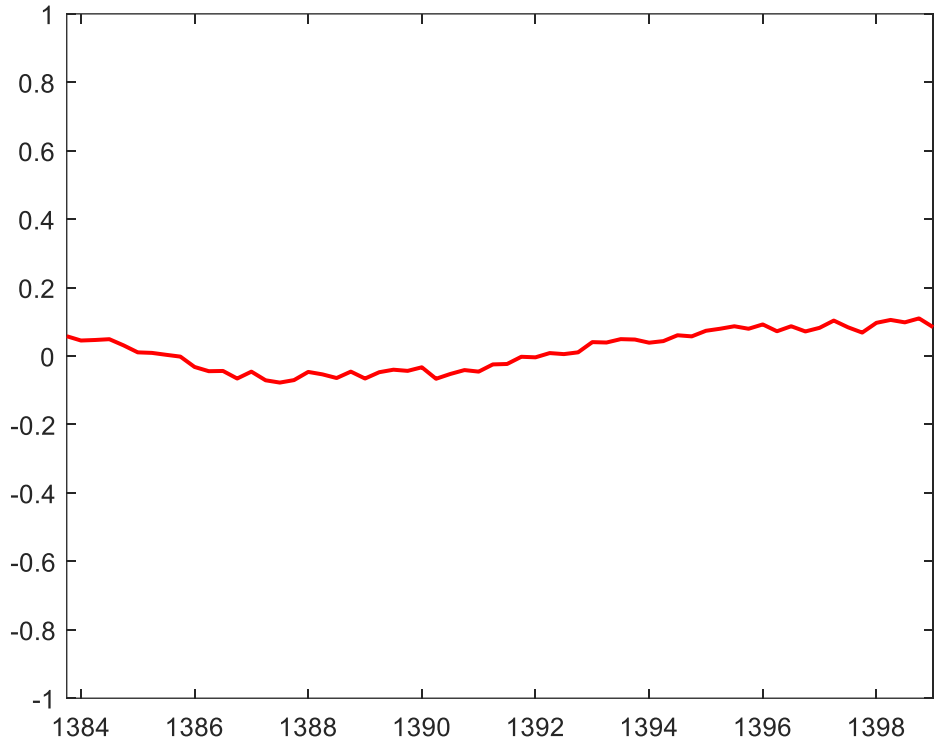
بیشترین مقادیر رشد اقتصادی طی ۳۰ سال اخیر را داشته‌اند. با توجه به رونق اقتصادی سال‌های ابتدایی این دهه، می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش شکاف تولید در این سال‌ها جزو عوامل موثر بر رشد قیمت سهام بوده است. در سال‌هایی که ثبات اقتصادی نسبی وجود داشته است، یعنی سال‌های پیش از تحریم، اثرگذاری شوک شکاف تولید بر قیمت سهام، کمی بیشتر از دهه ۹۰ شمسی بوده است. به‌نظر می‌رسد که در دهه ۹۰ شمسی نقش عوامل دیگری به‌جز شکاف تولید بیشتر بوده است. اثرگذاری شکاف تولید بر قیمت سهام در سال ۱۳۹۵ افزایش یافت. در این سال به‌دلیل امضای قرارداد برجام و رفع تحریم‌ها، اقتصاد ایران رشد اقتصادی زیادی را تجربه کرد که سبب تقویت خوش‌بینی سرمایه‌گذاران در مورد تاثیر رشد اقتصادی و شکاف مثبت تولید ناشی از برجام بر رشد قیمت سهام گردید و واکنش قیمت سهام به شکاف تولید تشدید شد.



نمودار (۶): پاسخ قیمت سهام به شوک شکاف تولید

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی اثر متقابل شکاف تولید بر حباب بازار سهام از روش گالی و گمبتی (۲۰۱۴) استفاده شده است که در آن اثر شکاف تولید بر دو بخش بنیادی و حبابی تفکیک می‌شود. با وارد کردن شوک به شکاف تولید و رصد کردن پاسخ قیمت سهام، پاسخ بخش حبابی از تفاضل پاسخ قیمت سهام و پاسخ بخش بنیادی به‌دست می‌آید (نمودار ۷). نتایج نشان می‌دهد شکاف تولید تاثیر چندانی بر حباب بازار سهام ندارد و مقدار آن تقریبا برابر صفر است. یعنی رونق اقتصادی (شوک مثبت شکاف تولید) فقط بخش بنیادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد و بر حباب بازار سهام تاثیر ندارد.



نمودار (۷): پاسخ حباب قیمت سهام به شوک شکاف تولید

منبع: یافته‌های تحقیق

مطابق یافته‌ها شوک مثبت شکاف تولید (رونق اقتصادی) فقط بر بخش بنیادی قیمت سهام تاثیر می‌گذارد، نه بر بخش حبابی. یعنی حباب بازار سهام تحت تاثیر شوک شکاف تولید قرار نمی‌گیرد. میزان رشد حباب قیمت سهام به مقدار نرخ بهره حقیقی بستگی دارد و نرخ بهره نیز بر اساس قاعده تیلور به شکاف تولید وابسته است، بنابراین این نتیجه خلاف انتظار است. شاید دلیل آن باشد که در اقتصاد ایران سیاست پولی صلاحدیدی[1] است از هیچ قاعده‌ای -مثل قاعده تیلور- پیروی نمی‌کند. نرخ بهره در اقتصاد ایران به صورت درونزا و در پاسخ به شکاف تولید و شکاف تورم تعیین نمی‌شود، بلکه به‌شکل برونزا و دستوری مشخص می‌شود و عموما قاعده روشنی برای آن وجود ندارد. این موضوع سبب می‌شود که شکاف تولید صرفا بر بخش بنیادی قیمت سهام اثرگذار باشد و بخش حبابی آن را تحت تاثیر قرار ندهد.

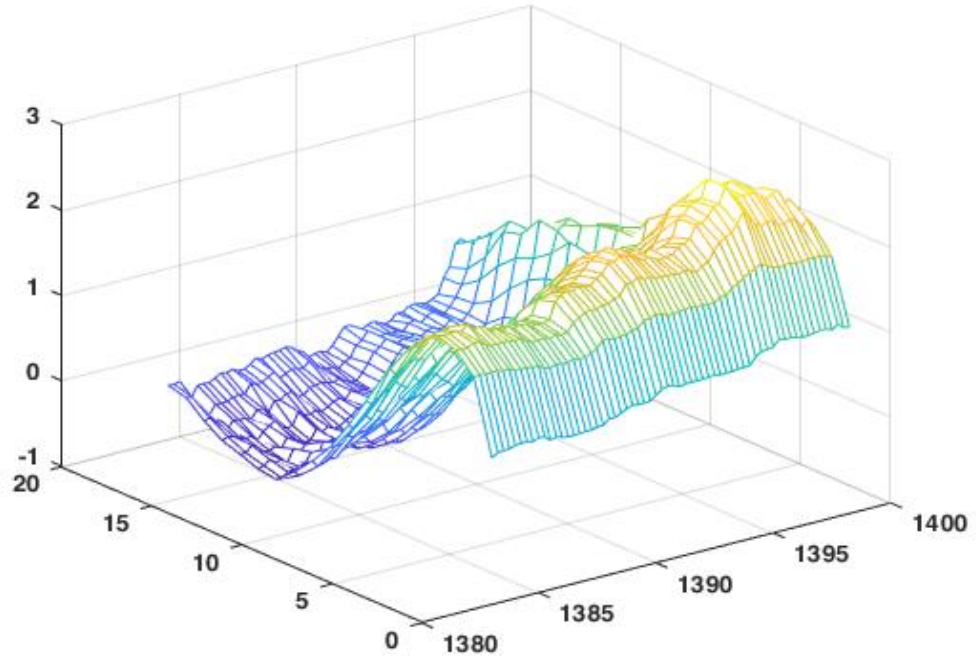
۴،۴ بررسی اثر قیمت سهام بر شکاف تولید

در این بخش به‌دنبال بررسی اثر تغییرات قیمت سهام بر شکاف تولید هستیم (نمودار ۸). در نتیجه شوک مثبت وارد شده به قیمت سهام، شکاف تولید افزایش می‌یابد. چند نکته در این نمودار شایان توجه است؛ اول این‌که پاسخ شکاف تولید به شوک یکسان قیمت سهام طی زمان افزایش پیدا کرده است. دلیل حصول چنین نتیجه‌ای می‌تواند این باشد که جایگاه بازار سهام در اقتصاد ایران، طی زمان تقویت شده است و با افزایش سهم این بازار

[1] Discretionary

از کل اقتصاد ایران انتظار بر این است که اثرگذاری آن نیز افزایش پیدا کند. مقایسه نمودار (۸) و نمودار (۳) نشان می‌دهد که با افزایش اندازه بازار سهام نسبت به تولید ناخالص داخلی، اثر شوک قیمت سهام بر شکاف تولید افزایش یافته و با کاهش آن، اثرگذاری قیمت سهام بر شکاف تولید تقلیل پیدا کرده است. هر چه بازار سهام بخش بزرگ‌تری از سرمایه‌گذاران را به خود جذب کند، از طریق کانال اثر ثروت، اثر بیشتری بر رشد اقتصادی و شکاف تولید خواهد داشت. بر اساس اثر ثروت، با افزایش قیمت دارایی و درنتیجه ارزش دارایی سرمایه‌گذاران، مصرف افزایش پیدا کرده و رشد اقتصادی بهبود پیدا می‌کند. حال با افزایش تعداد سرمایه‌گذارانی که خود را ثروتمندتر می‌پندارند، اثرگذاری قیمت سهام بر شکاف تولید بیشتر خواهد شد. دلیل دیگر افزایش اثرگذاری قیمت سهام بر شکاف تولید طی زمان مبتنی بر کانال اعتبارات است. برنانکه و گرتلر (۱۹۹۵) بیان می‌کنند که در دوران رکود اقتصادی، به‌دلیل کاهش ارزش وثایق، محدودیت اعتباری بیشتر شده و هر عاملی که سبب کاهش (افزایش) بیشتر ارزش وثایق شود، عرضه اعتبار و رشد اقتصادی را بیشتر از دوران رونق کاهش (افزایش) می‌دهد. حال با توجه رکود عمیق اقتصاد ایران در دهه ۹۰ شمسی، افزایش قیمت سهام، محدودیت اعتباری را کاهش می‌دهد و رشد اقتصادی را از این کانال بیشتر از حالت عادی متاثر می‌کند.

نکته دوم این است که شکل‌گیری حباب‌ها در بازار سهام همواره با افزایش نسبت ارزش بازار سهام به تولید ناخالص داخلی همراه است. چرا که به دلیل شکل‌گیری حباب، ارزش بازار سهام به سرعت رشد می‌کند اما تولید ناخالص داخلی، نمی‌تواند در کوتاه‌مدت همگام با آن رشد بالایی را از خود نشان دهد. این موضوع نیز سبب می‌شود تا اندازه بازار سهام در مقایسه با اندازه اقتصاد بزرگ‌تر شود. بنابراین می‌توان انتظار داشت که در دورانی که حباب در بازار سهام شکل می‌گیرد، اثرگذاری شوک قیمتی سهام بر شکاف تولید بزرگ‌تر باشد.



نمودار (۸): پاسخ شکاف تولید به شوک قیمت سهام

منبع: یافته‌های تحقیق

۵ نتیجه‌گیری

حباب‌های بازارهای مالی که به واسطه افزایش غیرقابل توجیه در قیمت‌ها شکل می‌گیرد، می‌تواند نحوه تخصیص منابع را در اقتصاد تحت تاثیر قرار دهد. حباب می‌تواند انگیزه‌های سرمایه‌گذاری فعالان اقتصادی را مختل نموده و سرمایه‌های موجود را به مسیری غیربهینه سوق دهد و سرمایه‌گذاری در دارایی حبابی، به صورت غیربهینه‌ای افزایش پیدا کند. علاوه بر این، حباب می‌تواند ترازنامه بنگاه‌ها و مصرف خانوارها را تحت تاثیر قرار دهد. آثار نامطلوب حباب، صرفا محدود به آثار اسمی و قیمتی نبوده و بخش حقیقی اقتصاد را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد و حتی می‌تواند منجر به شکل‌گیری بحران‌های اقتصادی شود. در این مطالعه، تلاش شد تا اولا زمان شکل‌گیری و فروپاشی حباب در بازار سهام ایران شناسایی شود و ثانیا اثر متقابل متغیرهای شکاف تولید و حباب بازار سهام مورد مطالعه قرار گیرد. در این راستا از روش فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) برای شناسایی و زمان‌بندی پیدایش و فروپاشی حباب و از رویکرد پیشنهاد گالی و گمبتی (۲۰۱۴) و روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان برای بررسی تاثیر متقابل شکاف تولید و حباب بازار سهام استفاده شد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، برای شناسایی حباب، داده‌های ماهانه در بازه ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۸:۱۲ بوده است. برای ارزیابی تاثیر متقابل شکاف تولید و حباب بازار سهام نیز از داده‌های فصلی در بازه ۱۳۸۳:۱ تا ۱۳۹۸:۴ استفاده شده است.

نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که در سه برهه زمانی تیرماه تا شهریورماه ۱۳۸۴، فروردین‌ماه تا اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۰ و مهرماه تا آبان‌ماه ۱۳۹۷ بازار سهام در وضعیت حبابی بوده است. همچنین نتایج دال بر این است که علی‌رغم وجود حباب در بازار سهام، شکاف تولید نقشی در شکل‌گیری آن نداشته است. شوک شکاف تولید صرفا بخش بنیادی قیمت سهام را تحت تاثیر قرار داده و بر بخش حبابی آن موثر نیست. مطابق انتظار اثر شکاف تولید بر بخش بنیادی مثبت بوده و یک شوک مثبت به شکاف تولید (ایجاد رونق در اقتصاد) سبب افزایش در بخش بنیادی قیمت سهام و در نهایت خود قیمت می‌شود. دلیل بی‌اثر بودن متغیر شکاف تولید بر بخش حبابی را می‌توان به این موضوع نسبت داد که سیاست پولی در اقتصاد ایران برونزا است و در واکنش به شکاف تولید طراحی و اجرا نمی‌شود. به این دلیل که مسیر اثرگذاری شکاف تولید بر حباب بازار سهام از کانال نرخ بهره و سیاست پولی است، عدم واکنش سیاست پولی به شکاف تولید باعث می‌شود تا این مسیر قطع شده و شکاف تولید بر حباب بازار سهام بی‌اثر شود. همچنین ارزیابی تاثیر شوک قیمتی سهام بر شکاف تولید نیز حاکی از تاثیرپذیری شکاف تولید از شوک‌های قیمتی در بازار سهام است. نکته حائز اهمیت در نتایج حاصل شده این است که شدت اثرگذاری شوک قیمتی سهام بر شکاف تولید، طی زمان متغیر بوده و روند افزایشی داشته است. این رفتار می‌تواند ناشی از افزایش اندازه بازار سهام نسبت به کل اقتصاد طی زمان باشد. با افزایش اندازه بازار سهام، میزان اثرگذاری شوک‌های قیمتی بازار بر شکاف تولید طی زمان بیشتر شده است.

نتایج حاصل از این مطالعه، نکته مهمی را برای سیاست‌گذاران اقتصادی کشور به همراه دارد. در صورتی که رونق اقتصادی یکی از اهداف سیاست‌گذار اقتصادی باشد، او می‌تواند بدون نگرانی از احتمال شکل‌گیری حباب در بازار سهام برای افزایش رشد اقتصادی برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری کند. یکی از دلایل شکل‌گیری حباب در بازار سهام، خوشبینی بیش از حد سرمایه‌گذاران نسبت به آینده قیمت سهام است. اخبار خوب، مانند رشد اقتصادی (افزایش شکاف تولید)، می‌تواند انتظارات فعالان اقتصادی را تحریک کرده و قیمت را در بازار به صورت حباب‌گونه افزایش دهد. اما در اقتصاد ایران، چنین مسیری برای اثرگذاری شکاف تولید بر حباب بازار سهام متصور نیست و

سیاست‌گذار اقتصادی می‌تواند بدون نگرانی از وقوع حباب در بازار سهام، به اجرای سیاست‌های لازم در جهت رشد اقتصادی بپردازد. از طرف دیگر، رشد بازار سهام نیز سبب تقویت رشد اقتصادی (شکاف تولید) می‌شود و بنابراین بازار سهام نه تنها در مسیر رشد اقتصادی، نقش منفی (شکل‌گیری حباب) ایفا نمی‌کند، بلکه سیاست‌های افزایش رشد اقتصادی را تقویت می‌کند.

منابع

Abbasi, G., Mohammadi, H., & Neshatavar, M.A. (2018). Investigating the role of the price bubble in creating fluctuations in the Tehran Stock Exchange (selected companies in the petrochemical and automotive industries). *Financial Economics Quarterly*, 12(43),133-152. (In Persian)

Abbasian, E., Farzanegan, E., & Nasiraleslami, I. (2015). Price bubble anomaly in Tehran Stock Exchange: A limiting approach to arbitrage. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, 23(76), 75-92. (In Persian)

Abreu, D., & Brunnermeier, M. K. (2003). Bubbles and crashes. *Econometrica*, 71(1), 173-204. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00393

Alexius, A., & Spang, D. (2018). Stock prices and GDP in the long run. *Journal of Applied Finance & Banking*, 8(4), 1-7.

Algarini, A. (2020). Impact of GDP foreign direct investment inflation rate and interest rate on stock market values in Saudi Arabia. *International Journal of Social Science and Economic Research*, 5(7), 1667-1678.

Allen, F., & Gorton, G. (1993). Churning bubbles. *The Review of Economic Studies*, 60(4), 813-836. https://doi.org/10.2307/2298101

6 Arshanapalli, B., & Nelson, W.B. (2008). A cointegration test to verify the housing bubble, *The International journal of Business and Finance Research*, 2(2), 35-43.

Baker, D. (2002). The run-up in home prices: A bubble. *Challenge*, 45(6), 93–119.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.

Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market?. *Brooking Papers on Economic Activity*, 34(2), 299-342.

Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of monetary Economics*, 54(3), 591-621. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.016

Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1987). Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, 95(5), 1062-1088.

Charemza, W. W., & Deadman, D. F. (1995). Speculative bubbles with stochastic explosive roots: the failure of unit root testing. *Journal of Empirical Finance*, 2(2), 153–163. https://doi.org/10.1016/0927-5398(94)00015-9

Diba, B. T., & Grossman, H. I. (1988). Explosive rational bubbles in stock prices. *The American Economic Review*, 78(3), 520-530.

Durnbusch, R., Fischer, S., & Samuelson, P. (1977). Comparative advantage trade and payments in Ricardian model with a continuum of goods. *American Economic Review*, 67(5), 823-839.

Ebrahimi, M.H., Fallah, M., & Azarang, Sh. (2013). Investigating the influential factors on the price bubble in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 17(2), 116-103. (In Persian)

Escobari, D., Garcia, S., & Mellado, C. (2017). Identifying bubbles in Latin American equity markets: Phillips-Perron-based tests and linkages. *Emerging Markets Review*, 33(3), 90-101. https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.09.001

Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The journal of Business*. 38(1). 34-105.

Farrokhi, M., & Pourhossein, M. (2015). *Investigating the impact of monetary policy on the price bubble in Tehran Stock Exchange*. Second International Conference on Economic Accounting and Financial Management.

https://civilica.com/doc/530092 (In Persian)

Gali, J., & Gambetti, L. (2014). The effects of monetary policy on stock market bubbles: some evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 233-257.

Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A., & Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment management and financial innovations*, 3(4), 89-101.

Gholizadeh, M.H., Ramezanpour, E., & Farkhondeh, M. (2016). Investigating the causal relationship between earnings per share and future returns due to the existence of an inherent rational bubble in companies listed on the Tehran Stock Exchange Market. *Empirical Studies of Financial Accounting*, 13(50), 149-175. (In Persian)

Gürkaynak, R. S. (2008). Econometric tests of asset price bubbles: taking stock. *Journal of Economic surveys*, 22(1), 166-186. https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00530.x

Hadizadeh, A., Jafari Samimi, A., & Elmi, Z.M. (2013). An estimation of seasonal GDP gap in Iran application of adaptive least squares method. *Iranian Economic Review*, 17(1), 157-177. https://dx.doi.org/10.22059/ier.2011.32750

Hall, S. G., Psaradakis, Z., & Sola, M. (1999). Detecting periodically collapsing bubbles a Markov-switching unit root test. *Journal of Applied Econometrics*, 14(2). 143-154.

Hodrick, R.J., & Prescott, E.C. (1981). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Monery Credit and Banking*, 29(1), 1-16.

Kindleberger, C. P. (1987). International public goods without international government. *The American Economic Review*, 76(1), 1–13.

Koustas, Z., & Serletis, A. (2005). Rational bubbles or persistent deviation from market fundamentals. *Journal of Banking and Finance*, 29(10), 2523-2539. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.09.003

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345-1370. https://doi.org/10.2307/1913386

Levin, S.S., Apfelbaum, E.P., & Bartlet, V.L. (2014). Ethnic diversity deflates price bubbles. *Proceedings of the National Academy of Science*, 111(52), 242-267. https://doi.org/10.1073/pnas.1407301111

Long, J.B., & Plosser, C.I. (1983). Real business cycles. *Journal of Political Economy*, 91(1), 39-69.

Lucas, R. E. (1977). Understanding business cycles. *In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5(1), 7-29.

Mahjoub, M.R., & Nabavi, S.A. (2021). Existing bubble stock test with Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller techniques and Impulse Response Function and analysis of variance decomposition. *Investment Knowledge*, 10(38), 243-264. (In Persian)

Soleimani, S., Falahati, A., & Rostami, A. (2016). Temporary and permanent components of stock returns application of space-state models with variance of Markov's heterogeneity. *Journal of Economic Modeling Research*, 7(25), 69-90. (In Persian)

Patatoukas, P.N. (2021). Stock market returns and GDP news. *Journal of Accounting Auditing and Finance*, 36(4), 776-801. https://doi.org/10.1177%2F0148558X20913418

Philips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015). Testing for bubbles historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *International economic review*, 56(4), 1043-1078. https://doi.org/10.1111/iere.12132

Phillips, P. C., & Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. *Quantitative Economics*, 2(3), 455-491. https://doi.org/10.3982/QE82

Phillips, P. C., Shi, S., & Yu, J. (2015). Testing for multiple bubbles: limit theory of real-time detectors. *International Economic Review*, 56(4), 1079-1134. https://doi.org/10.1111/iere.12131

Rahmaniani, N., Soheili, K., & Fattahi, Sh. (2019). The effect of emotional shocks on stock price bubbles using dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model. *Quarterly Journal of Economic Studies and Policies*, 6(2), 59-74. (In Persian)

Reddy, D. V. L. (2012). Impact of inflation and GDP on stock market returns in India. *International Journal of Advanced Research in Management and Social Sciences*, 1(6), 120-136.

Shi, S. (2010, June). *Bubbles or volatility: A Markov-switching unit root test with regime-varying error variance*. Australian National University School of Economics & Econometrics Working Paper. https://econpapers.repec.org/paper/acbcbeeco/2010-524.htm

Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends. *The American Economic Review*, 71(3), 421–436.

Shleifer, A., & Vishny, R. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783.

Shorvarzi, M.R., Ghavami, H., & Hosseinpour, H. (2013). The relationship between transparency of capital market information and the occurrence of price bubbles. *Quarterly Journal of Monetary and Financial Economics (formerly Knowledge and Development)*, 20(5), 27-58. (In Persian)

Siegel, J.J. (2003). What Is an asset price bubble? an operational definition. *European Financial Management*, 9(1), 11-24.

http://dx.doi.org/10.1111/1468-036X.00206

Stock, J.H., & Watson, M.W. (2008). Heteroskedasticity-robust standard errors for fixed effects panel data regression. *Econometrica*, 76(1), 155-174. https://doi.org/10.1111/j.0012-9682.2008.00821.x

Taylor, M.P., Peel, D.A., & Sarno, L. (1998). Non-linear mean-reversion in real exchange rates: reconciling the empirical evidence. *International Economic Review*, 42(4), 1015-1042. https://doi.org/10.1111/1468-2354.00144

Tursoy, T., & Faisal, F. (2016). Causality between stock price and GDP in Turkey: an ARDL bounds testing approach. *Romanian Statistical Review*, 64(4), 3-19.

Yahyazadehfar, M., Taghinezhadomran, V., & Alipour, S. (2009). Investigating the existence of rational price bubbles in Tehran Stock Exchange Market. *Mofid Letter*, 15(72), 49-68. (In Persian)