University of Sistan and Baluchestan

Stable Economy Journal

Iranian Scientific Social Welfare Association

The Impact of Monetary Policy Shock on the Stock Price Bubble (TVP-VAR Model)

Teymour Mohammadi[1] , Seyedeh Mahboobeh Hosseini[2]

1. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. E-mail: atmahmadi@gmail.com
2. PhD Candidate in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. E-mail: smh_economist@yahoo.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 31January 2022
Revised in revised form:7 March 2022
Accepted: 6 April 2022
Published online:8May 2022

Keywords:
Financial Markets,
Price Bubble,
Stock Price Index,
Monetary Policy.

ABSTRACT

The emergence of the bubble phenomenon in financial markets and its possible burst causes a kind of uncertainty, and causes capital to leave productive markets. Duo to these issues, policymakers seek to plan and implement appropriate policies to deal with the crisis and respond promptly and correctly in these situations to reduce or prevent the adverse effects of that. Considering that the Iranian stock market, like other financial markets in other countries, is not immune from this phenomenon, in this study by using the TVP-VAR model and extracting the impulse- response functions and using quarterly data of Iran for variables like interest rate, gross domestic product, gross domestic product deflator, consumer price index, total stock price index and dividend per share, in the period 2003: 1 to 2019: 3, the effect of the relative size of stock price bubble component on the effectiveness of monetary policy for reduction or eliminating the stock price bubble component is simulated and the results show that when the size of the bubble component is small, compared to the fundamental component, the application of contractionary monetary policy can be effective in reducing the price bubble, but when the price bubble is large, This contractionary monetary policy causes a larger component of the price bubble and makes the situation worse. Furthermore the results show that some variables like interest rate, gross domestic product, gross domestic product deflator, dividend per share and fundamental component of price have had almost stable patterns, but the stock price and its bubble component response to the policy shock have not been stable over time and their negative response to the monetary policy shock, have been decreased over time and in recent years of sample, the stock price response and its bubble component, end up increasing from the first period.

Cite this article: Mohammadi, T., & Hosseini, S.M, (2022). The Impact of Monetary Policy Shock on the Stock Price Bubble (TVP-VAR Model).*Stable Economy Journal*, 3(1),1-36. DOI: 10.22111/sedj.2022.41498.1184

© The Author(s).
Publisher: University of Sistan and Baluchestan
DOI: 10.22111/sedj.2022.41498.1184

اقتصاد باثبات

دانشگاه سیستان و بلوچستان

انجمن علمی رفاه اجتماعی ایران

بررسی اثر تکانه سیاست پولی بر حباب قیمت سهام (الگوی TVP-VAR)

تیمور محمدی[1] ، سیده محبوبه حسینی[2]

۱. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. رایانامه: atmahmadi@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. رایانامه: smh_economist@yahoo.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۱

تاریخ ویرایش:۱۴۰۰/۱۲/۱۶

تاریخ پذیرش :۱۴۰۱/۱/۱۷

تاریخ انتشار:۱۴۰۱/۲/۰۲

واژه‌های کلیدی:
بازارهای مالی،
حباب قیمت،
شاخص قیمت سهام،
سیاست پولی

چکیده

بروز پدیده حباب در بازارهای مالی و فروپاشی احتمالی آن، موجب بروز نا اطمینانی و خروج سرمایه از بازارهای مولد می‌شود. ازاین‌رو سیاست‌گذاران به دنبال برنامه‌ریزی و اجرای سیاست‌های مناسب، جهت مقابله با بحران و جلوگیری از آثار سوء ناشی از آن هستند. با توجه به اینکه بازار بورس ایران همانند سایر بازارهای مالی در دیگر کشورها، از این پدیده مصون نیست، در این پژوهش با استفاده از برآورد الگوی TVP-VAR و استخراج توابع عکس‌العمل آنی متغیرها به شوک سیاست پولی، با استفاده از داده‌های فصلی ایران برای متغیرهای نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده، شاخص قیمت سهام و سود نقدی در دوره ۱۳۸۲:۱ تا ۱۳۹۸:۳ به شبیه‌سازی تأثیر اندازه نسبی جز حبابی قیمت سهام در میزان اثرگذاری سیاست پولی بر کاهش یا از بین بردن حباب قیمت سهام پرداخته‌شده و نتایج نشان می‌دهد که هنگامی‌که اندازه جز حبابی قیمت نسبت به جز بنیادی کوچک باشد، اعمال سیاست پولی انقباضی می‌تواند در کاهش حباب قیمت مؤثر باشد، اما هنگامی‌که جز حبابی قیمت بزرگ است، اجرای سیاست پولی انقباضی موجب بزرگ‌تر شدن آن می‌شود. به علاوه، نتایج نشان می‌دهد که برخی متغیرها، مانند نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، سود تقسیمی و جز بنیادی قیمت سهام در طول زمان تقریباً الگوی رفتاری باثباتی داشته‌اند، اما واکنش قیمت سهام و جز حبابی آن به شوک سیاستی طی زمان باثبات نبوده و میزان واکنش منفی آن‌ها، طی زمان کاهش‌یافته و در سال‌های انتهایی نمونه، واکنش آن‌ها از همان دوره اول روند افزایشی دارد.

استناد: محمدی، تیمور و حسینی، سیده محبوبه (۱۴۰۱). بررسی اثر تکانه سیاست پولی بر حباب قیمت سهام (الگوی TVP-VAR). اقتصاد باثبات،۳(۱)، ۱-۳۶. DOI: 10.22111/sedj.2022.41498.1184

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان

حق‌مؤلف © نویسندگان.

۱. مقدمه

بازار اوراق بهادار یکی از بخش‌های حساس بازار مالی بوده که به سرعت و به میزان زیادی از نوسان‌ها و دوره‌های تجاری در اقتصاد تأثیر پذیرفته و تغییرات اقتصادی را منعکس می‌کند (دوراندیش و همکاران، ۱۳۹۳). اقتصاددانان پدیده‌های مختلفی همچون تحولات و نوسانات بازار دارایی‌ها مانند سهام، ارز، طلا و مستغلات را با استناد به نظریه‌ها و بررسی متغیرهای پایه‌ای اقتصادی، تبیین می‌کنند. اما به نظر می‌رسد که در شرایط خاصی حرکت قیمت در بازار دارایی‌ها، بدون توجه به متغیرهای پایه‌ای و بر اساس انتظارات ذهنی و سوداگرانه افراد تعیین می‌شود.

پدیده حباب در بازارهای مالی، به ویژه بازار سهام همواره یک بحث چالش‌برانگیز بوده است. به‌طور ساده می‌توان آن را افزایش شدید و پیوسته در قیمت یک دارایی یا مجموعه‌ای از دارایی‌ها تعریف کرد که افزایش اولیه در قیمت، درنتیجه جذب خریداران جدید اغلب سفته بازان علاقه‌مند به کسب سود ناشی از معامله دارایی‌ها و نه استفاده از ظرفیت درآمدزایی آن‌ها هستند بوده است. این افزایش قیمت به‌طورمعمول با انتظارات معکوس و کاهش شدید قیمت‌ها همراه بوده که اغلب به بحران‌های مالی منجر شده است.

بازار سرمایه در ایران که در گذشته نه‌چندان دور، بخشی کوچک و نسبتاً کم‌اهمیت از اقتصاد کشور را تشکیل می‌داد، هم‌اکنون به عنوان یک عامل تعیین‌کننده در تحولات اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. وقوع چنین تحولی در یک بازه زمانی کوتاه، از یک طرف فرصت مناسبی برای ارتقای نقش بازار سرمایه در تجهیز منابع سرمایه‌گذاری و تشویق مردم به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری دارایی‌های خود در فعالیت‌های تولیدی ایجاد کرده و امکان هدایت سرمایه از بازارهای غیرمولد همچون ارز و طلا به بخش واقعی اقتصاد را فراهم آورده، اما از طرف دیگر، چالش‌های زیادی را در درون و بیرون بازار سرمایه‌ایجاد کرده است. نگاه آماری به فعالیت بورس اوراق بهادار تهران بیان‌کننده این نکته است که از فصل دوم سال ۱۳۷۷، شاخص قیمت بازار سهام افزایش یافته و در فصل سوم سال ۱۳۸۳ به اوج خود رسیده است و پس‌ازاین اوج، بازار سهام سقوط کرد و به پایین‌ترین حد خود در فصل چهارم سال ۱۳۸۷ رسید و پس‌ازآن شاخص قیمت بازار سهام مجدداً افزایش یافته و در نهایت در سال ۱۳۹۹ باز هم شاخص قیمت به میزان زیادی افت پیدا کرده است. وجود چنین نوساناتی در شاخص قیمت، پژوهش‌های زیادی را برای بررسی وجود حباب در شاخص قیمت به خود اختصاص داده است و مدل‌های مختلفی برای شناسایی و یا توضیح چگونگی شکل‌گیری حباب تاکنون بسط و توسعه داده‌شده‌اند.

برخلاف دیدگاه‌های موجود قبل از بحران‌های مالی مبنی بر اینکه بانک مرکزی باید بر روی ثبات تورم و شکاف تولید تمرکز کند و به تغییرات قیمت دارایی‌ها واکنش نشان ندهد، دیدگاه‌های

بعد از بحران، بیان می‌کنند که بانک مرکزی باید به تغییرات قیمت دارایی‌ها توجه کرده و با اعمال سیاست مناسب به آن‌ها واکنش نشان دهد (*Gali and Gambetti* ، 2015). روند رو به رشد جهانی‌شدن بازارهای مالی و اتخاذ نظام‌های پولی و ارزی منعطف‌تر، منجر به افزایش شواهد قابل پیش‌بینی از بهبود عملکرد بازار سهام با استفاده از متغیرهای پولی شده و پژوهش‌های گسترده‌ای در مورد ارتباط میان بازارهای سهام پیشرفته (بالغ) و سیاست‌های پولی، انجام شده است (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۶).

در تئوری اقتصادی دلایل متعددی در خصوص این‌که چرا باید اثرات متقابل بین سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها، به ویژه، قیمت سهام وجود داشته باشد، ارائه شده است. بانک مرکزی از طریق تأثیری که بر نرخ بهره واقعی فعلی و نرخ بهره واقعی مورد انتظار آینده دارد، بر زمان‌بندی مصرف خانوار و تصمیمات سرمایه‌گذاری تجاری تأثیر می‌گذارد. معمولاً فرض می‌شود که قیمت دارایی‌ها و به ویژه قیمت سهام به روشی آینده‌نگر که منعکس‌کننده مقدار بازده تنزیل شده آتی مورد انتظار بخش خصوصی از دارایی‌ها است، تعیین می‌شود. تغییرات در قیمت دارایی‌ها می‌تواند به دلیل تغییرات در سود سهام مورد انتظار آینده، نرخ بهره مورد انتظار آتی که به عنوان نرخ تنزیل عمل می‌کند، یا تغییرات در صرف سهام باشد. بنابراین، سیاست‌های پولی، و به ویژه حرکت‌های غیرمنتظره سیاستی، نه‌تنها از طریق کانال نرخ بهره (نرخ تنزیل)، بلکه به‌طور غیرمستقیم از طریق تأثیر آن بر عوامل تعیین‌کننده سود سهام و بازده سهام (با تأثیر بر درجه عدم اطمینانی که عوامل با آن روبرو هستند)، بر قیمت‌های سهام تأثیر می‌گذارند. قیمت دارایی ممکن است از طریق کانال ثروت، بر مصرف و از طریق اثر Q توبین بر سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارد و علاوه بر این، توانایی شرکت برای تأمین مالی عملیات (کانال اعتباری) را افزایش دهد (*Bjorland and Leiteme,2009,p277*).

یکی از بحث‌های بااهمیت در اجرای سیاست‌های پولی، اثربخشی و کارایی این سیاست‌ها یعنی درجه و چگونگی تأثیر این سیاست‌ها بر بخش حقیقی اقتصاد شامل سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید است (*Mishkin,1996,p7*). مکانیسم انتقال و اثرگذاری سیاست پولی بسیار موردتوجه محققان بوده و بنابراین انجام این پژوهش از چند جهت دارای ضرورت است، اول اینکه با توجه به تغییرات ساختاری زیاد طی چند دهه‌ی اخیر، این مسئله عنوان می‌شود که ممکن است اندازه نسبی حباب، اثر سیاست پولی بر بازارهای مالی و به ویژه بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد و این موضوعی است که کمتر مورد بررسی قرار گرفته است و علاوه بر این ممکن است که اثر شوک سیاست پولی طی زمان ثابت نباشد و تغییر کند. از این رو، این مطالعه به دنبال یافتن پاسخی برای این سؤالات است که آیا اندازه جز حبابی قیمت بر میزان اثرگذاری شوک سیاست پولی انقباضی بر کاهش جز حبابی

قیمت، مؤثر است یا خیر؟ و اینکه آیا وابستگی حباب‌های بازار سهام به سیاست پولی طی زمان تغییر می‌کند یا خیر؟ و ازاین‌رو هدف پژوهش این است که با شبیه‌سازی تأثیر اندازه جز حبابی قیمت در اثرگذاری شوک سیاست پولی بر کاهش یا از بین بردن جز حبابی قیمت‌ها و همین طور بررسی تغییرات زمانی تأثیر شوک سیاستی بر حباب قیمت سهام، تصمیمات سیاستی به شکل دقیق‌تر اتخاذ شوند و بتوانند به شکل کاراتری اجرا شوند.

در ادامه مقاله، ابتدا ادبیات موضوع و پس‌ازآن مطالعات تجربی بیان شده و در بخش‌های بعد الگوی پژوهش تصریح‌شده، نتایج حاصل از آن توضیح داده شده و درنهایت، در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته شده است.

۱- ادبیات موضوع

۱-۱- حباب قیمت در بازار سهام

حباب قیمتی در بازار سهام همانند هر حباب دیگری زمانی رخ می‌دهد که بازیگران بازار، قیمت سهام را به قیمتی بالاتر از ارزش ذاتی آن ببرند. به‌تبع، این‌که چه قیمتی را معادل ارزش ذاتی سهام در نظر بگیریم، بر تشخیص اینکه آیا قیمت کنونی حباب است یا خیر مؤثر است.

اصطلاح حباب به قیمت‌گذاری نادرست بزرگ و پایدار دارایی‌های مالی یا واقعی، اشاره دارد. با این‌که تعاریف متفاوتی در مورد اینکه دقیقاً چه چیزی حباب را تشکیل می‌دهد، وجود دارد، اما واضح است که هر قیمت‌گذاری اشتباه موقتی را نمی‌توان حباب نامید و درواقع حباب به قیمت‌گذاری‌های اشتباهی که بعضی ویژگی‌های مشخص را داشته باشند، گفته می‌شود. برای مثال، در دوره‌های حبابی، ارزش‌گذاری دارایی اغلب به شکل انفجاری اتفاق می‌افتد. ممکن است عبارت حباب به دوره‌های که در آن‌ها قیمت یک دارایی از ارزش‌های بنیادی بیشتر می‌شود، اشاره داشته باشد چرا که سرمایه‌گذاران معتقدند که می‌توانند در آینده دارایی مذکور را به قیمتی بالاتر به سرمایه‌گذار دیگری بفروشند. هایمن مینسکی[1] تعریفی اولیه اما مفید از نحوه شکل‌گیری حباب‌ها و فروپاشی آن‌ها ارائه می‌کند که در آن، پنج فاز از حباب معرفی می‌کند (*Brunnermeier & Oehmke,2013*):

تغییر و جابجایی اولیه[2]: یک شروع‌کننده اولیه، مثل یک فناوری و یا ابداعات مالی جدید باعث بهبود انتظارات نسبت به سوددهی و رشد اقتصادی می‌شود. این به شروع فاز دوم که همان رونق است منجر می‌شود.

[1] -Minsky
[2] -Initial displacement

فاز رونق[1]: ویژگی این فاز، تلاطم کم قیمت‌ها، افزایش اعتبار و افزایش در سرمایه‌گذاری است. افزایش قیمت دارایی‌ها ابتدا با سرعت کم اتفاق می‌افتد اما در ادامه با تکانه‌های فزاینده افزایش پیدا می‌کند. طی فاز رونق، ممکن است افزایش قیمت به میزانی باشد که از بهبود در ارزش بنیادی ناشی از ابداعات بیشتر شود و ممکن است بعدازآن فاز شیفتگی آغاز شود.

شیفتگی[2]: در این مرحله سرمایه‌گذاران دارایی‌ای که بیش‌ازاندازه ارزش‌گذاری شده است را دیوانه‌وار خرید و فروش می‌کنند. در این مرحله قیمت‌ها به صورت انفجاری افزایش می‌یابند. در این مرحله سرمایه‌گذاران به احتمال زیاد می‌دانند یا حداقل شک می‌کنند که این افزایش قیمت‌ها واقعی نیست، اما آن‌ها مطمئن هستند که می‌توانند دارایی را در آینده با قیمت بیشتری به یک احمق بزرگ‌تر[3] بفروشند. به‌طور معمول این مرحله با حجم بالای معاملات همراه است. این معامله‌های دیوانه‌وار به تلاطم شدید در قیمت‌ها منجر می‌شوند، به صورتی که به‌طور مثال در حباب اینترنت دهه نود میلادی نیز دیده شد. در برخی موارد، سرمایه‌گذاران ماهر موقعیت‌های خود را کاهش داده و سود خود را می‌گیرند.

دریافت سود: طی مرحله سودآوری، برای مدتی ممکن است تقاضای کافی از طرف سرمایه‌گذاران بدون مهارت که ممکن است تازه‌وارد آن بازار خاص شده‌اند، وجود داشته باشد. با این حال این مرحله دوام ندارد و کم‌کم تقاضا برای دارایی کاهش پیدا می‌کند.

فاز وحشت[4]: این فاز، فاز کاهش سریع قیمت بوده و سرمایه‌گذاران در این مرحله در تلاش‌اند خود را از شر دارایی خلاص کنند[5]. قیمت‌ها به صورت مارپیچی سقوط می‌کنند[6] که معمولاً با واکنش‌های کارگزاران و تضعیف ترازنامه‌ها شتاب بیشتری پیدا می‌کند.

اکثر ادبیات نظری موجود در مورد حباب‌های مالی را می‌توان به عنوان تلاشی برای ترسیم پنج مرحله فوق در نظر گرفت. غالباً مدل‌های موجود در ادبیات در تبیین قسمت‌هایی از چارچوب مینسکی و البته همه آن، عملکرد خوبی داشته‌اند.

۱-۲- سیاست پولی

سیاست پولی مجموعه اقداماتی است که بانک مرکزی به منظور کنترل فعالیت‌های اقتصادی جامعه به کار می‌گیرد. چنین سیاستی بر عرضه پول و نرخ بهره اثر گذاشته و از این طریق بر بسیاری از

[1] -Boom phase
[2] -Euphoria
[3] -Greater Fool
[4] -Panic Phase
[5] -Dump the Asset
[6] -Spiral Down

اهداف اقتصادی همانند افزایش اشتغال، ثبات قیمت‌ها و حل مشکل رکود تأثیر می‌گذارد. درواقع سیاست پولی، اتخاذ تدابیری برای کنترل و تنظیم حجم پول در گردش است (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۰).

سیاست پولی به مجموعه‌ای از سیاست‌ها که توسط مسئولان پولی یک کشور برای ثبات سطح قیمت‌ها و رسیدن به سطح اشتغال کامل و رشد پایدار طراحی و اجرا شود، گفته می‌شود. به‌طورکلی سیاست‌گذاران پولی با اعمال سیاست پولی، به دنبال دستیابی به اهدافی چون تسریع رشد اقتصادی، اشتغال کامل، تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و ایجاد تعادل در تراز پرداخت‌ها هستند. (بهمن پور و مشیری، ۱۳۹۰).

در حقیقت نحوه تنظیم سیاست‌های پولی و استفاده از ابزارهای سیاست پولی برای رسیدن به اهداف مطرح شده، اهمیت زیادی در عملکرد اقتصاد کلان خواهد داشت. بانک مرکزی با استفاده از ابزارهایی که در اختیار دارد، مانند عملیات بازار باز، تسهیلات تنزیل مجدد و نرخ آن، کنترل مستقیم اعتبارات، تعیین نسبت نقدینگی بانک‌ها، نسبت ذخیره‌ی قانونی بانک‌ها و ترغیب اخلاقی این کار را انجام می‌دهد؛ اما نکته حائز اهمیت این است که سیاست پولی اتخاذشده با استفاده از چه سازوکاری بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیرگذار است (جهانگرد و علی عسگری، ۱۳۹۰).

در مباحث مدرن اقتصاد کلان، روش‌های متفاوتی برای کانال‌های انتقال که اثرات سیاست پولی را به اقتصاد حقیقی انتقال می‌دهند، وجود دارد. روش‌های انتقال سیاست پولی عبارت‌اند از: کانال جانشینی، کانال ثروت،کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال اعتباری، کانال وام‌دهی بانکی و کانال ترازنامه (تقوی و لطفی، ۱۳۸۵).

۱-۲-۱- کانال‌های انتقال سیاست پولی

- کانال نرخ بهره

از دیدگاه کینزین‌ها، کانال نرخ بهره، مسیر استاندارد انتقال سیاست پولی است، به‌گونه‌ای که کاهش نرخ بهره حقیقی، هزینه سرمایه را کاهش داده و از این طریق مخارج سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و این موجب می‌شود که تقاضای کل و ستانده (محصول) نیز افزایش یابد. از طرفی نرخ بهره اسمی تصمیمات مربوط به مصرف و تجارت را متأثر می‌کند. علاوه بر این، نرخ بهره حقیقی بلندمدت نسبت به نرخ بهره اسمی کوتاه مدت تأثیر بزرگ‌تری بر مخارج می‌گذارد و نرخ بهره اسمی کوتاه مدت تأثیر زیادی ندارد (*Poddar,2006,p4-5*).

- کانال اعتباری

تأثیر سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد نه‌تنها از طریق اثرگذاری بر تقاضای وام بلکه از طریق اثرگذاری بر عرضه وام‌ها نیز صورت می‌گیرد. به عبارتی کانال اعتباری از دو طریق وام‌دهی بانک‌ها و اثرات اعتبار دهی بر ترازنامه شرکت‌ها اثرات سیاست پولی را بر متغیرهای اقتصادی انتقال می‌دهد (*Mukherjee & Bhattacharya,2011,p5*).

بر اساس اثرات وام‌دهی بانک‌ها، سیاست پولی انقباضی (نظیر افزایش ذخایر قانونی یا خرید دارایی‌های ذخیره‌ای بانک‌های تجاری[1] توسط بانک مرکزی) کاهش ذخایر قابل‌استفاده بانک‌های تجاری را به دنبال دارد. علاوه بر این سیاست پولی کنترل شده[2] موجب کاهش جذب سپرده‌ها در بانک‌های تجاری از طریق اثرگذاری بر فعالیت‌های اقتصادی نیز می‌شود. این عوامل باعث کاهش عرضه وام‌های موجود، خصوصاً به شرکت‌های کوچک شده، درنتیجه فعالیت‌های سرمایه‌گذاری را نیز در جهت عکس متأثر می‌کند. سیاست پولی ترازنامه شرکت‌ها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. به این مفهوم که ارزش دارایی‌هایی را که شرکت‌ها می‌توانند به عنوان وثیقه استفاده کنند، متأثر می‌نماید (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۶).

- کانال قیمت دارایی‌ها

الف- کانال نرخ ارز

کانال نرخ ارز هنگامی‌که تعدیلات نرخ سیاستی[3] (بانک مرکزی) موجب تغییرات اهرمی در بازار کوتاه مدت، نرخ‌های سپرده و تسهیلات شود، فعال می‌شود. این امر شامل اوراق بهادار دولتی نیز می‌شود. در شرایط وجود نظام شناور ارز و جریان کاملاً آزاد سرمایه، تغییر در نرخ ارز (با فرض قیمت‌های چسبنده) باعث انتخاب و جایگزینی بین کالاهای داخلی و خارجی شده و تقاضای کل را از طریق خالص صادرات متأثر می‌کند. برخی عوامل ممکن که کانال نرخ ارز را محدود کنند عبارت‌اند از: ۱- مدیریت مستمر نرخ ارز در طول دوره تغییر و نوسان، ۲- درجه آزادی جریان سرمایه و ۳- امنیت فزاینده استقراض کوتاه مدت خارجی (*Ghazanchyan,2014,p23*).

ب- کانال ارزش دارایی‌های صاحبان سهام

دو کانال که با ارزش دارایی‌های صاحبان سهام مرتبط بوده و در بحث سازوکار انتقال سیاست پولی مهم هستند، عبارت‌اند از: تئوری Q توبین در خصوص سرمایه‌گذاری و اثر ثروت بر مصرف. تئوری Q توبین سازوکاری را ایجاد می‌کند که سیاست پولی از طریق اثرگذاری بر ارزش دارایی‌های شرکت، اقتصاد را متأثر کند. توبین، Q را به عنوان ارزش بازاری شرکت‌ها معرفی

[1] - Commercial Reserve Assets
[2] - Tighter Monetary Policy
[3] - Policy rate

می‌کند که با هزینه جایگزینی سرمایه توزیع می‌شود. اگر Q بالا باشد، ارزش بازاری شرکت‌ها در مقایسه با هزینه جایگزینی سرمایه بالا بوده و ماشین‌آلات و تجهیزات سرمایه‌ای نیز نسبت به ارزش بازاری شرکت‌های تجاری ارزان‌تر خواهند بود. درنتیجه شرکت‌ها می‌توانند سهام منتشر کنند و قیمتی که برای آن دریافت می‌کنند، بالاتر از ماشین‌آلات و تجهیزات خریداری‌شده خواهد بود. بنابراین مخارج سرمایه‌ای افزایش می‌یابد، زیرا شرکت‌ها می‌توانند با انتشار حجم کمی از سهام کالاهای سرمایه‌ای بیشتری بخرند (مشکین، ۱۹۹۶، ص ۷).

کانال دیگر انتقال سیاست پولی از طریق ارزش دارایی‌های صاحبان سهام توسط اثر ثروت روی مصرف تحقق می‌یابد. این کانال عمدتاً به واسطه تئوری سیکل زندگی مودیلیانی حمایت می‌شود. بر اساس الگوی مذکور، مخارج مصرفی توسط منابعی که در طول دوره زندگی در اختیار مصرف‌کنندگان قرار می‌گیرد، تعیین می‌شود. این منابع شامل سرمایه انسانی، سرمایه حقیقی و ثروت مالی است. بخش اعظمی از ثروت مالی نیز اوراق بهادار رایج است. زمانی که قیمت سهام افزایش پیدا می‌کند، ارزش ثروت مالی افزایش یافته و بنابراین منابع طول دوره زندگی مصرف‌کنندگان نیز تقویت می‌شود، درنتیجه مصرف بیشتر می‌شود (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۶).

ج- اثرات ترازنامه بنگاه‌ها[1]

کانال ترازنامه از وجود مشکلات اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی ناشی شده است. هر اندازه ثروت خالص بنگاه‌های تجاری کمتر باشد، مسئله کژ منشی و کژ گزینی در مورد وام دهی به بنگاه‌ها بیشتر می‌شود. اگر سیاست پولی انبساطی اجرا شود، این سیاست، افزایش قیمت سهام را به دنبال داشته و این به نوبه خود باعث افزایش قیمت سهام، ثروت خالص بنگاه‌ها و موجب افزایش وام دهی، سرمایه‌گذاری و درنتیجه افزایش تولید می‌شود، از این طریق فرآیند کژ منشی و کژ گزینی کاهش می‌یابد (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۶).

د- اثرات نقدینگی خانوار[2]

این دیدگاه از طریق اثر بر روی تمایلات مصرف‌کننده برای هزینه کردن نسبت به تمایل وام‌دهندگان برای وام دادن عمل می‌کند. اگر مصرف‌کنندگان دارایی‌های مالی مانند پول نقد، سهام و اوراق قرضه را نگهداری کنند، می‌توانند آن را به سرعت به قیمت بازاری آن فروخته و نقدینگی خود را افزایش دهند. بنابراین اگر مصرف‌کنندگان با احتمال بالاتری انتظار دارند که دارایی‌هایشان

[1] - Firm Balance – sheet Effect

[2] - Household Liquidity Effect

دچار زیان مالی شود، نگهداری دارایی‌ها با نقدینگی بالاتر (دارایی‌های مالی) را به دارایی با نقدینگی کمتر (کالاهای بادوام و مسکن) ترجیح می‌دهند (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۶).

۱-۲-۲- تبیین کانال ارتباطی سیاست پولی و بازار سهام

طی ۱۰ تا ۱۵ سال اخیر نحوه واکنش بازار سهام به شوک‌های سیاست پولی، موضوع بسیاری از پژوهش‌های تجربی بوده است. علاوه بر این ادبیات مزبور به‌طور مستند بیان می‌کند که تغییرات پیش‌بینی‌نشده در نرخ‌های بهره اسمی، اثر معنی‌دار و ماندگاری بر قیمت‌های حقیقی سهام دارد. به‌بیان‌دیگر افزایش ناگهانی در نرخ بهره اسمی بر اساس این فرض که قیمت‌های اسمی چسبنده هستند، به‌طور مستقیم نرخ‌های بدون ریسک را متأثر می‌کند. به علاوه این امر نرخی را که قرار است در آینده تنزیل شود، به‌طور مستقیم بالا می‌برد. ازاین‌رو پس از شوک سیاستی، کانال نرخ‌های بدون ریسک در جهت کاهش قیمت سهام وارد عمل خواهد شد. همان‌طور که عنوان شد، علاوه بر تغییر در نرخ‌های بدون ریسک، تغییرات مربوط به صرف ریسک و مازاد بازدهی‌های مورد انتظار، ممکن است نرخ تنزیل را نیز تغییر داده و بنابراین زمینه تغییرات قیمت‌های سهام و بازدهی‌های تحقق‌یافته را فراهم نماید (*Challe & Chryssi,2014,p47*).

طی سال‌های اخیر تمایل زیادی به شناخت و بررسی رابطه بین قیمت دارایی‌ها و سیاست‌های پولی به وجود آمده است. یکی از دارایی‌های مهم که در این بررسی و پژوهش‌ها نیز مورد مطالعه قرارگرفته، سهام است. نتیجه برخی از پژوهش‌ها نشان داده که نرخ‌های بهره کوتاه مدت به طرز معنی‌داری به تغییرات در شاخص‌های قیمت سهام واکنش نشان داده است و این امر انعکاس‌دهنده عکس‌العمل درون‌زا و پیش‌بینی‌شده سیاست پولی به تغییرات قیمتی سهام است. همچنین برخی بررسی‌ها نشان می‌دهند که قیمت دارایی‌ها و به خصوص قیمت سهام چگونه از تغییرات سیاست پولی اثر می‌گیرند. از نظر سیاست‌گذاران پولی، داشتن تخمین‌های دقیق از نحوه عکس‌العمل قیمت دارایی‌ها به ابزارهای پولی یکی از گام‌های مهم و مؤثر در تنظیم تصمیم‌های پولی است، زیرا بخش زیادی از انتقال سیاست پولی از طریق اثرگذاری نرخ‌های بهره کوتاه مدت بر قیمت‌های دارایی‌ها اتفاق می‌افتد، به‌طوری که تغییر در قیمت دارایی‌ها (نظیر نرخ‌های بهره بلندمدت و قیمت سهام) به نوبه خود هزینه‌های استقراض بخش خصوصی و تغییر در ثروت را تعیین می‌کند و بنابراین از این طریق، فعالیت‌های حقیقی اقتصاد را نیز متأثر می‌کند (*Rigbon & Sock,2004,p1554*).

در ادبیات نظری دیدگاه‌های متفاوتی جهت تشریح چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر بازار سهام وجود دارد. یک دیدگاه مدعی است که افزایش عرضه پول باعث افزایش قیمت‌های سهام شده که آن هم موجب تحریک بازار سهام و اقتصاد می‌شود. اگر فرض شود که قیمت‌های سهام

توسط سود سهام مورد انتظار و نرخ‌های بهره مشخص می‌شود، هر تغییر ناگهانی و پیش‌بینی‌نشده در سیاست پولی احتمالاً از طریق کانال نرخ بهره به‌طور مستقیم و از طریق تغییرات عوامل تعیین‌کننده سود سهام (نظیر پرمیوم سهام) به‌طور غیرمستقیم، قیمت‌های سهام را متأثر می‌کند. دیدگاه دیگر به این صورت استدلال می‌کند که سیاست پولی انبساطی از طریق افزایش قیمت دارایی‌ها، بازدهی‌های مورد انتظار و بنابراین ارزش بازار سهام را کاهش می‌دهد، دلیل آن این است که افزایش قیمت‌های سهام به عنوان علامت مناسبی از تورم آتی مورد توجه خواهد بود. البته شواهدی نیز وجود دارد که بیان می‌کند رفتار بازار سهام، تصمیمات مربوط به سیاست پولی را تحت تأثیر قرار خواهد داد؛ اولاً سقوط بازار سهام، باعث کاهش مصرف (برای مثال از طریق ثروت) و مخارج سرمایه‌گذاری شده و به دنبال آن دخالت بانک مرکزی در بازار اعتبار را خواهیم داشت که در جهت بهبود اقدامات لازم صورت خواهد گرفت. ثانیاً با توجه به این واقعیت که بازار سهام منعکس‌کننده انتظارات بخش خصوصی درباره شرایط آتی اقتصاد و آینده‌نگر است، مقامات پولی به‌موقع اقدام به رصد این بازارها خواهند کرد. ازاین‌رو تغییرات بازار سهام به بانک‌های مرکزی در جهت استخراج اطلاعات مربوط به سیاست‌های آتی کمک می‌کند. متأسفانه چارچوب واحد، متحدالشکل و منحصربه‌فردی که طبیعت تعامل متقابل بین سیاست پولی و بازار سهام را توصیف کند وجود ندارد (*Laopodis,2013,p382*).

۱-۲-۳- شناسایی شوک سیاست پولی

در این قسمت توضیح داده می‌شود که چطور شوک‌های سیاست پولی شناسایی شده و سیاست پولی چگونه ساختاربندی می‌شود. به دنبال مطالعه کریستیانو و همکاران[1] (۲۰۰۵)، فرض می‌شود که پول تا اندازه‌ای رشد کند که رابطه زیر برقرار باشد:

$$R_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t \qquad (۱-۱)$$

که در این رابطه R_t نرخ بهره، Ω_t مجموعه اطلاعات و ε_t شوک سیاست پولی است. فرض پایه این است که Ω_t و ε_t عمود[2] هستند. در ادامه اجزای Ω_t و متغیرهایی که در این مجموعه اطلاعات هستند، توضیح داده می‌شوند.

فرض کنید که y_t نشان‌دهنده مجموعه از متغیرها باشد که به شکل زیر قابل تعریف است:

[1] - Christiano et al

[2] - orthogonal

$$y_t = [y_{1t}, R_t, y_{2t}]' \qquad (۲-۱)$$

که در این رابطه y_{1t} شامل متغیرهایی است که مقادیر آن‌ها در زمان t در مجموعه Ω_t در نظر گرفته می‌شوند و فرض بر این است که این متغیرها در همان دوره به شوک سیاست پولی واکنش نشان نمی‌دهند (به عبارتی واکنش معاصر از طرف این متغیرها وجود ندارد). متغیرهای این بردار می‌تواند شامل تولید ناخالص داخلی، تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، مصرف واقعی، سرمایه‌گذاری واقعی، دستمزدهای واقعی و بهره‌وری نیروی کار باشد و بردار y_{2t} شامل سایر متغیرهای موجود در مجموعه Ω_t است، که متغیرهای موجود در این بردار نیز می‌تواند شامل سود واقعی و نرخ رشد نقدینگی باشد. نکته قابل‌توجه در مورد مجموعه اطلاعات Ω_t این است که این مجموعه اطلاعات در زمان t شامل مقادیر حال و با وقفه متغیرهای y_{1t} و مقادیر گذشته متغیرهای y_{2t} است (ترتیب متغیرها اهمیت ندارد).

در ادامه یک الگوی VAR که شامل متغیرهای ذکرشده باشد برآورد شده و اجزای خطای حاصل از برآورد این مدل، نشان‌دهنده ε_t بوده و با استفاده از روش حداقل مربعات استاندارد واریانس اجزای خطا به‌دست‌آمده و درنهایت با استفاده از برآوردها و در نظر گرفتن مقدار صفر برای شرایط اولیه می‌توان مسیر پویای y_t را در اثر شوک وارد شده به اندازه یک انحراف استاندارد ε_t، محاسبه کرد[۱] (*Christiano et al,2005*).

۲- مطالعات تجربی

عمده مطالعات انجام شده در داخل کشور درزمینه‌ی شناسایی حباب قیمتی و نحوه اثرگذاری تصمیمات سیاستی بر آن بدون توجه به اهمیت اندازه نسبی جز حبابی بوده است. به عبارتی این جنبه از موضوع که اندازه نسبی جز حبابی می‌تواند در میزان اثرگذاری سیاست اتخاذ شده تأثیرگذار باشد، کمتر مورد توجه کارشناسان و پژوهشگران حوزه پولی و مالی در داخل از کشور قرار گرفته است. در ادامه خلاصه‌ای از پژوهش‌های انجام شده در داخل و خارج از کشور به همراه نتایج هر یک ارائه شده است؛

جدول ۲-۱: پیشینه مطالعات تجربی

نویسنده	مکان و دوره مطالعه	روش	نتایج

[۱] - برای مطالعه بیشتر به کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) مراجعه شود

اسدی و همکاران (۱۳۹۸)	ایران، ۱۳۷۰-۱۳۹۵	DSGE	شوک احساسی به عنوان مهم‌ترین منبع حباب‌ها و به دنبال آن نوسانات قیمت سهام است و این شوک انعکاس‌دهنده باورهای خانوارها در مورد اندازه نسبی حباب‌ها است.
زینیوند و همکاران (۱۳۹۷)	ایران، ۱۳۷۰-۱۳۹۳	SVAR	در کوتاه مدت یک درصد افزایش در نرخ بهره، حدود ۱/۳ درصد و یک درصد افزایش حجم نقدینگی واقعی، ۳/۵ درصد حباب قیمت سهام را به ترتیب کاهش و افزایش می‌دهند.
جهانگیری و حسینی ابراهیم‌آباد (۱۳۹۶)	ایران، ۱۳۸۰-۱۳۹۰	MS-VAR-EGARCH	بین مقادیر گذشته بازده نرخ ارز و بازده شاخص کل بازار سهام، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و بین شاخص کل بازار سهام و وقفه بازده سکه بهار آزادی رابطه منفی و معنادار برقرار است و رژیم صفر نیز حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین مقادیر گذشته نرخ رشد نقدینگی و بازده شاخص کل بازار سهام است. علاوه بر این شوک‌های جاری نرخ ارز و نقدینگی اثر منفی و معناداری بر بازده شاخص کل بازار سهام دارد.
حبیبی و همکاران (۱۳۹۶)	ایران، ۱۳۸۷-۱۳۹۳	مدل آماری بیزی	وجود حباب قیمتی در شاخص کل بورس و افزایش احتمال ترکیدگی حباب در بازار سهام همچنان که قیمت سهام بسیار بالا یا بسیار پایین می‌رود.
طاهریان فر و مینویی (۱۳۹۵)	ایران، ۱۳۸۳-۱۳۹۲	VARو BEEK	در شرایط حباب مالی، خود همبستگی بازده‌های سهام معنادار است و با افزودن یک جزء رگرسیونی به منظور ملاحظه کردن امکان اثرات بازخوردی مثبت قیمت روی بازده یا بازده روی بازده سهام می‌توان خود همبستگی بازده‌ها را در مدل گارچ (۱و۱) مورد ملاحظه قرار داد.
انصاری سامانی و نظری (۱۳۹۵)	ایران، ۱۳۸۹-۱۳۹۲	رگرسیون لجستیک	که افزایش در متغیرهای شفافیت، شناوری سهم، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، نقد شوندگی سهام، مالکیت نهادی و اندازه شرکت باعث کاهش احتمال حبابی شدن قیمت سهم می‌شود و از بین ۱۵۸ شرکت، ۶۱ شرکت حباب دار و ۹۷ شرکت بدون حباب بوده‌اند.
عباسیان، نظری و فرزانگان (۱۳۹۱)	ایران، ۱۳۷۹-۱۳۸۸	GMM	نرخ بهره حقیقی، اثر منفی و تولید، اثر مثبت اما ضعیف بر بازدهی حقیقی سهام دارد و همچنین بازدهی‌های گذشته، بازخوردی مثبت بر قیمت‌های جاری سهام دارند که این امر دلالت بر رفتارهای سفته‌بازی و انحراف قیمت‌ها از ارزش ذاتی خود دارد.

سپنی و گوپتا[1] (۲۰۲۰)	امریکا، ۱۹۷۸- ۲۰۱۷	TVPVAR	در حالتی که سرمایه‌گذاران خوش‌بین باشند، واکنش بازده سهام بیشتر است و به عبارتی با اجرای سیاست پولی انقباضی، بازده سهام به‌شدت کاهش خواهد یافت. به علاوه عنوان شده که حباب‌ها بیشتر به دلیل احساسات شدید سرمایه‌گذاران ایجاد می‌شوند و فدرال رزرو در صورت تمایل می‌تواند تحت شرایط خوش بینی عوامل بازار از انحراف بازار سهام از مقادیر بنیادی آن جلوگیری کند.
توپارلی و همکاران[2] (۲۰۱۹)	ترکیه، ۱۹۸۸- ۲۰۱۷	TVPVAR	تأثیر متغیرها بر بازده بازار سهام تغییرات زمانی قابل‌توجهی را نشان می‌دهد. شوک تولید همان‌طور که انتظار می‌رود بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد. علاوه بر این تغییرات بازده سهام تا حد زیادی با تغییرات نرخ ارز و نرخ بهره توضیح داده می‌شود.
کاریانی و کیلن[3] (۲۰۱۹)	کشورهای OECD، ۱۹۹۰- ۲۰۱۷	TVPVAR	در کوتاه مدت، اثر سیاست پولی بر روی حباب‌ها مثبت بوده اما در بلندمدت این اثر منفی بوده است و آن‌ها نتیجه گرفتند که به نظر می‌رسد پاسخ حباب‌ها به سیاست‌های پولی به بستر اقتصادی هر کشور وابسته است.
گالی و گامبتی (۲۰۱۵)	امریکا ۱۹۶۰- ۲۰۱۴	TVPVAR	برآورد الگوی VAR تحت شرایطی که سیاست پولی به صورت همزمان به قیمت‌های سهام واکنش نشان ندهد، بیانگر این است که قیمت‌های سهام در پاسخ به سیاست پولی افزایش می‌یابند و هنگامی‌که این فرض کنار گذاشته شود، برآورد مجدد مدل نشان‌دهنده این است که قیمت‌های سهام در پاسخ به سیاست پولی، کاهش می‌یابند.
فیشباخر و همکاران[4] (۲۰۱۴)	زوریخ	روش‌های آماری	اثر سیاست نرخ بهره بر نقدینگی بازار سهام قوی است؛ اما اثر آن روی حباب‌ها کوچک و ناچیز است. همچنین یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که اعلام ذخایر قانونی به‌طور معنی‌داری حباب‌های بازار سرمایه را کاهش می‌دهد.

بررسی جدول فوق که به صورت خلاصه مطالعات انجام‌شده در داخل و خارج از ایران را بیان می‌کند، حاکی از آن است که در مطالعات انجام‌گرفته در داخل کشور در خصوص حباب قیمت شاخص سهام، بیشتر بر روی شناسایی دوره‌هایی که شاخص قیمت با حباب مواجه بوده است تأکید

[1] -Cepni and Gupta

[2] -Toparli et al

[3] -Caraiani & Calin

[4] -Fischbacher et al

شده و متناسب با آن به ارائه راهکارهایی جهت مقابله با آن یا کاهش اثرات سو ناشی از آن پرداخته شده و یا به اندازه‌گیری حباب قیمتی پرداخته شده است. ازاین‌رو مطالعه حاضر به دنبال این است که با استفاده از الگوی TVP-VAR و شیوه شناسایی جز حبابی که در ادامه به تفصیل توضیح داده‌شده‌اند، این مسئله را مورد بررسی قرار دهد که آیا اندازه نسبی جز حبابی طی زمان، در میزان اثرگذاری شوک سیاستی بر کاهش و یا از بین بردن حباب، مؤثر است یا خیر و با توجه به مورد غفلت قرار گرفتن این مسئله، به دنبال پر کردن شکاف موجود است.

۳- تصریح الگوی پژوهش

در این بخش به بیان نحوه شناسایی جز بنیادی و جز حبابی قیمت سهام و چگونگی واکنش آن‌ها به شوک سیاست پولی پرداخته‌شده است. به این منظور در این پژوهش به دنبال کار گالی (۲۰۱۴) و گالی و گامبتی (۲۰۱۵)، از یک الگوی تعادل جزئی قیمت‌گذاری دارایی استفاده شده است. فرض بر این است که سرمایه‌گذاران ریسک خنثی بوده و نرخ بهره حقیقی بدون ریسک R_t، برونزا است. علاوه بر این قیمت دارایی (منظور از دارایی سهام است) در دوره t با Q_t و جریان سود تقسیمی آن با $\{D_t\}$ نشان داده می‌شود. فرض بر این است که Q_t شامل دو جز بنیادی، Q_t^F و جز حبابی Q_t^B است و داریم:

$$Q_t = Q_t^F + Q_t^B \qquad (۱-۳)$$

جز بنیادی قیمت به صورت ارزش حال سود تقسیمی تعریف شده و داریم:

$$Q_t^F \equiv E_t\{\sum_{k=1}^{\infty}(\prod_{j=0}^{k-1}({}^{1}/_{R_{t+j}}))D_{t+k}\} \qquad (۲-۳)$$

بیان لگاریتم خطی رابطه بالا به صورت زیر است (در رابطه زیر حروف کوچک نشان‌دهنده لگاریتم متغیرهای اصلی است)[۱]:

$$q_t^F = const + \sum_{k=0}^{\infty}\Lambda^k[(1-\Lambda)E_t\{d_{t+k+1}\} - E_t\{r_{t+k}\}] \qquad (۳-۳)$$

در این رابطه $\Lambda \equiv {}^{\Gamma}/_{R} < 1$ بوده و Γ و R به ترتیب نشان‌دهنده نرخ رشد سود تقسیمی و نرخ بهره مسیر رشد متوازن هستند.

[۱] – برای مطالعه بیشتر در مورد نحوه استخراج به Cochrane (2001,395) مراجعه شود.

برای نشان دادن اینکه چطور تغییرات نرخ بهره، قیمت حبابی را تحت تأثیر قرار می‌دهد از واکنش پویای دو جز قیمت به شوک برونزا که با ε_t^m نشان داده شد، استفاده می‌شود. بنابراین داریم:

$$\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} = (1-\gamma_{t-1})\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} + \gamma_{t-1}\frac{\partial q_{t+k}^B}{\partial \varepsilon_t^m} \qquad (۴-۳)$$

که در این رابطه $\gamma_t = \frac{Q_t^B}{Q_t}$ بوده و بیانگر سهم جز حبابی در قیمت در دوره t است. با توجه به رابطه (۴-۳) واکنش جز بنیادی به شوک سیاستی عبارت است از:

$$\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} = \sum_{j=0}^{\infty} \Lambda^j((1-\Lambda)\frac{\partial d_{t+k+j+1}}{\partial \varepsilon_t^m} - \frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^m}) \qquad (۵-۳)$$

آنچه در ادبیات اقتصادی و دیدگاه متعارف مطرح می‌شود این است که اعمال سیاست پولی انقباضی با افزایش نرخ بهره حقیقی و کاهش سود تقسیمی همراه است، به عبارتی برای k=0,1,… ،$\frac{\partial r_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} > 0$ و $\frac{\partial d_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} \leq 0$ و بنابراین انتظار بر این است که به دنبال چنین شوکی جز بنیادی قیمت، کاهش یابد، یعنی برای k=0,1,.. داریم $\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} < 0$.

دیدگاه متعارف معتقد است که اثر شوک سیاست پولی بر روی قیمت دارایی باید منفی باشد (بدون توجه به اندازه جز حبابی) یعنی برای k=0,1,.. داریم $\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} < 0$.

لازم به ذکر است که در نظریه حباب‌های قیمتی عقلایی دارایی که توسط گالی (۲۰۱۴) مورد بحث قرار گرفته است، واکنش جز حبابی به شوک سیاستی مشخص نیست و در نقطه تعادل در شرایطی که انتظارات عقلایی وجود داشته باشد، رابطه زیر برقرار است:

$$Q_t R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_{t+1}\} \qquad (۶-۳)$$

به همین صورت برای جز بنیادی در رابطه (۴-۳) هم داریم:

$$Q_t^F R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_{t+1}^F\} \qquad (۷-۳)$$

با توجه به روابط (۴-۱)، (۴-۶) و (۴-۷)، برای جز حبابی باید رابطه زیر برقرار باشد:

$$Q_t^B R_t = E_t\{Q_{t+1}^B\} \qquad (۸-۳)$$

و در حالت لگاریتم خطی داریم:

$$E_t\{\Delta q_{t+1}^B\} = r_t \qquad (۹-۳)$$

با توجه به روابط قبل واضح است که با فرض ریسک خنثی بودن سرمایه‌گذاران، هر افزایشی در نرخ بهره، موجب افزایش رشد انتظاری جز حبابی می‌شود. علاوه بر این هر عاملی که موجب واکنش مثبت نرخ بهره به اندازه جز حبابی شود، این مسئله را تقویت می‌کند و ازاین‌رو این دیدگاه، نتایج حاصل از دیدگاه متعارف را به چالش می‌کشد.

علاوه بر این تغییرات نرخ بهره از کانال دیگری نیز جز حبابی را تحت تأثیر قرار خواهد داد که در واقع حرکت همزمان جز اخلال حباب با شوک نرخ بهره است. برای بیان این موضوع، رابطه (۴-۹) را یک دوره به عقب برده و با حذف حالت انتظاری داریم:

$$\Delta q_t^B = r_{t-1} + \xi_t \qquad (۱۰-۳)$$

که در این رابطه $\xi_t = q_t^B - E_{t-1}\{q_t^B\}$ بوده و برای همه tها $E_{t-1}\{\xi_t\} = 0$ است. باید توجه داشت که تغییرات غیر منتظره در اندازه جباب (شوک غیرمنتظره) ξ_t، ممکن است با جز بنیادی و شوک‌های نرخ بهره یعنی $r_t - E_{t-1}\{r_t\}$، مرتبط باشد یا خیر. بنابراین می‌توان گفت:

$$\xi_t = \psi_t(r_t - E_{t-1}\{r_t\}) + \xi_t^* \qquad (۱۱-۳)$$

در رابطه قبل ψ یک پارامتر تصادفی بوده و $\{\xi_t^*\}$ یک فرایند تصادفی مارتینگال با میانگین صفر است که در روابط $E_t\{\psi_t(r_t - E_{t-1}\{r_t\})\} = 0$ و $E_t\{\xi_t^*\psi_t(r_t - E_{t-1}\{r_t\})\} =$ 0 صدق می‌کند. لازم به ذکر است که نه اندازه، نه علامت و نه وابستگی احتمالی ψ_t، به رژیم سیاستی پشتوانه نظری ندارد. با توجه به این مسائل اثر همزمان شوک نرخ بهره بر حباب در اصل نامعین است.

واکنش پویای جز حبابی به سیاست پولی انقباضی براساس روبط زیر قابل تعریف است:

$$\frac{\partial q_{t+k}^B}{\partial \varepsilon_t^m} = \begin{cases} \psi_t \dfrac{\partial r_t}{\partial \varepsilon_t^m} & for\ k = 0 \\ \psi_t \dfrac{\partial r_t}{\partial \varepsilon_t^m} + \displaystyle\sum_{j=0}^{k-1} \frac{\partial r_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^m} & for\ k = 1,2,\dots \end{cases} \qquad (۱۲-۳)$$

با توجه به این رابطه اثر اولیه شوک سیاست پولی بر روی حباب ψ است که همان‌طور که گفته شد نامعین است و اگر $\frac{\partial r_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} > 0$ باشد، پیش‌بینی می‌شود که رشد حباب مثبت باشد.

اثر بلندمدت شوک سیاست پولی بر اندازه حباب یعنی $\lim_{k\to\infty} \frac{\partial q^B_{t+k}}{\partial \varepsilon^m_t}$ بسته به اینکه واکنش نرخ بهره حقیقی آیا به اندازه‌ای هست که اثر اولیه منفی را جبران کند یا خیر، ممکن است مثبت یا منفی باشد. بنابراین با اضافه کردن واکنش جز بنیادی، می‌توان گفت که در نظریه حباب قیمتی عقلایی، واکنش قیمت دارایی (سهام) به سیاست پولی انقباضی نامعین است. لازم به ذکر است که این نظریه بیان می‌کند که در حالتی که یکی یا همه شروط زیر برقرار باشند، احتمالاً اثر سیاست پولی بر قیمت مثبت خواهد بود (احتمالاً بعد از اندکی کاهش اولیه):

- ψ مقدار منفی بزرگی داشته باشد.
- واکنش نرخ بهره دائمی نباشد.
- اندازه نسبی حباب، γ_t، به اندازه کافی بزرگ باشد.

برای نشان دادن مطالب عنوان شده، یک دارایی (سهام) را در نظر بگیرید که سود تقسیمی آن برونزا و مستقل از سیاست پولی باشد. فرض می‌شود که در صورت اعمال سیاست پولی انقباضی برونزا، واکنش نرخ بهره بر اساس رابطه $\partial r_{t+k} \Big/ \partial \varepsilon^m_t = \rho^k_r, k = 0,1,2, \dots$ محاسبه شود. ازاین‌رو واکنش (لگاریتم) قیمت دارایی به شوک عبارت است از:

$$\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon^m_t} = -(1-\gamma_{t-1})\frac{\rho^k_r}{1-\Lambda\rho_r} + \gamma_{t-1}(\psi_t + \frac{1-\rho^k_r}{1-\rho_r}) \qquad (۱۳\text{-}۳)$$

برای شبیه‌سازی این رابطه ابتدا یک الگوی VAR با ضرایب ثابت با استفاده از داده‌های ایران تخمین زده و از ضرایب حاصل از توابع عکس العمل آنی استفاده می‌شود. در ادامه الگوی VAR و متغیرهای استفاده‌شده، توضیح داده می‌شود.

مدل VAR یکی از مهم‌ترین ابزارهای تجربی برای اقتصاددانان کلان کاربردی است که توسط سیمز[1] (۱۹۸۰) در ادبیات اقتصاد معرفی شد. به‌طور دقیق‌تر، مدل VAR تکامل برداری n متغیر اقتصادی y_t را در زمان t به عنوان یک تابع خطی از وقفه‌های خودش تا L وقفه و بردار e_t که اختلالات غیرقابل‌پیش‌بینی است، توصیف می‌کند.

$$y_t = c + \sum_{j=1}^{L} A_j y_{t-j} + e_t \qquad (۱۴\text{-}۳)$$

[1] -Sims

جز خطای e_t دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس Ω_e است. c بـرداری از اجزای قطعی بوده و احتمالاً شامل روند زمانی است، درحالی‌که A_j ماتریس سـازگاری اسـت کـه پویایی وقفه را شامل می‌شود. مدل‌های VAR که به این شکل هستند، فقـط می‌تواننـد رفتارهـای اقتصادی که تقریباً خطی هستند و با گذشت زمان تغییرات قابل‌توجهی از خـود نشـان نمی‌دهنـد، توصیف کنند.

علاوه بر این در این پژوهش جهت بررسی اثرات متغیر زمانی سیاست پولی بر روی بازار سهام از الگوی TVP-VAR استفاده می‌شود که این الگو اجازه می‌دهـد ضـرایب VAR بـه تـدریج بـا گذشت زمان تغییر کنند. در مدل‌های متغیر زمانی، متغیرهای وابسته و مستقل تابع زمان هستند و طی زمان تغییر می‌نمایند و نمی‌توان پارامترهای ثابتی را به دست آورد، بلکه باید توابع واکنش آنی و ضربه‌ای را محاسبه نمود. زمانی که هم در ضرایب و هم در ماتریس واریانس - کوواریـانس تغییـر زمانی وجود داشته باشد، تعیین اینکه آیـا تغییـر زمـانی سـاختار خطـی ناشـی از تغییـر در انـدازه شوک‌ها (کنش) است یا ناشی از تغییـر در سـازوکار انتشـار (واکـنش)، بـه عهـده داده‌هـا گذاشـته می‌شود (*Primiceri,2005*).

نکته قابل‌توجه این است که اگر در سری‌های زمانی اقتصاد کلان، به علـت تغییـرات شـرایط، شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی مشاهده شود، مدل TVP-VAR مـا را قادر می‌سازد تا ماهیت بالقوه تغییر زمانی ساختار اقتصادی را به شیوه‌ای انعطاف‌پذیر و قـوی بـه دست آوریم. بر این اساس، ضرایب متغیر زمانی (TVP) منجر به نتایج دقیـق‌تری می‌شـوند (*Del Korobilis,2013* ؛ *Eickmeier, Lemke & Marcellino,2011* ؛ *Negro & Otrok,2008*).

به منظور معرفی مدل TVP-VAR، ابتدا یک مدل VAR ساختاری را در نظر گرفته شـده که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Ay_t = Q_1 y_{t-1} + \cdots + Q_p y_{t-p} + u_t, \;\; t = p+1, \ldots, T \qquad (۱۵-۳)$$

که y_t نشان‌دهنده بردار $n\times1$ متغیرهای مشاهده‌شده، A و $Q_1 \ldots Q_p$ ماتریس $n\times n$ پارامترها و $u_t \sim (0, \sum_u)$ بردار $n\times1$ شوک‌های ساختاری است که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\sum = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \ldots & 0 & \sigma_n \end{bmatrix} \qquad (۱۶-۳)$$

رابطه شبیه‌سازی بین شوک‌های ساختاری به شکل بازگشتی تعیین می‌شـود، فـرض کنیـد کـه A یک ماتریس پایین مثلثی که عناصر روی قطر اصلی برابر با یک هستند:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{2,1} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n,1} & \dots & \alpha_{n,n-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (۱۷-۳)$$

در رابطه (۴-۱۵)، مشکل تعیین مقدار منحصربه‌فرد برای پارامترهای مدل وجود دارد، زیرا ضرایب مجهول هستند و متغیرها ممکن است هم‌زمان بر یکدیگر اثر بگذارند (بردین و اوریلی[1]، ۲۰۰۴). در این پژوهش ماتریس A یک ماتریس ۶×۶ است که ۱۵ مؤلفه اصلی دارد که طی زمان تغییر می‌کنند. برای تخمین پارامترها، رابطه (۴-۱۵)، به صورت مدل VAR تعدیل‌شده، دوباره تصریح می‌شود:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + A^{-1}\sum_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, I_n) \quad (۱۸-۳)$$

در رابطه (۴-۱۸)، $B_i = A^{-1}Q_i, i = 1, \dots, p$ است. همچنین B به عنوان یک سطر $B_1, \dots, B_n$ تعریف می‌گردد تا شکل تعدیل‌شده را به صورت زیر نشان داده شود:

$$y_t = X_t B + A^{-1}\sum_t \varepsilon_t \quad (۱۹-۳)$$

که در اینجا $X_t = I_n \otimes [1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p}]$ و $\otimes$ حاصل‌ضرب کروناکر است. همه پارامترها متغیر در زمان نیستند.

مطابق پریمیسری (۲۰۰۵)، کوپ و گنزالز[2] (۲۰۰۹) و ناکاجیما و همکارن[3] (۲۰۱۱) فرض می‌شود که همه پارامترهای (∑،B,A) در طی زمان تغییر می‌کنند، سپس روابط (۴-۱۸) و (۴-۱۹) دوباره به شکل زیر تصریح می‌شوند:

$$y_t = B_{1t} y_{t-1} + \dots + B_{pt} y_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Phi_t) \quad (۲۰-۳)$$

$$y_t = X_t B + e_t, t = p+1, \dots, n \quad (۲۱-۳)$$

که در اینجا y_t بردار k×1 از متغیرهای مشاهده‌شده است. $B_{1t}, \dots, B_{pt}$ بردار k×k از ضرایب متغیر در زمان است. ماتریس کوواریانس متغیر در زمان با ابعاد k×k است، همچنین Φ_t برابر با $\Phi_t = A_t^{-1}\sum_t \sum'_t A_t^{-1}$ است که A_t ماتریس پایین مثلثی با عناصر قطری برابر با یک و $\sum_t$ نیز ماتریس قطری شامل انحراف معیار شوهای ساختاری است. X_t همان تعریف قبلی را دارد.

[1] -Bredin & O'Reilly

[2] -Koop & Leon-Gonzalez

[3] - Nakajima et al

همه پارامترها متغیر در زمان نیستند. B_t برداری سطری به صورت $B_{1t}, \dots, B_{pt}$، a_t نیز بردار سطری از عناصر ماتریس A_t است. درنهایت عناصر بردار $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})$ به صورت $x_{ji} = log\sigma_{ji}, (j = 1, \dots, n)$ تعریف می‌شود. فرض می‌شود که پارامترهای متغیر در زمان که از یک فرایند گام تصادفی پیروی می‌کنند (ناکاجیما و همکاران، ۲۰۱۱؛ پریمیسری، ۲۰۰۵):

$$B_t = B_{t-1} + v_t \quad (۲۲-۳)$$
$$a_t = a_{t-1} + \xi_t$$
$$x_t = x_{t-1} + \eta_t$$
$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \xi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim N\left(0, \begin{pmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum_B & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum_x \end{pmatrix}\right)$$

در اینجا t=p+1,…,n است، همچنین $e_t = A_t^{-1}\sum_t \varepsilon_t$ و I_n ماتریس واحدی با n عنصر است و $\sum_B$، $\sum_a$ و $\sum_x$ ماتریس های معین مثبت هستند. فرض می‌شود ماتریس‌های $\sum a$ و $\sum x$ قطری هستند. در این ماتریس ها، شوک ها بین پارامترهای متغیر در زمان ناهمبسته هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، روابط (۴- ۲۱) و (۴- ۲۲) در فرم فضا حالت بیان‌شده‌اند. مدل‌های فضا – حالت شامل دو معادله است: یکی معادله حالت در اینجا رابطه (۴-۲۲) که گاهی معادله انتقال نیز نامیده می‌شود و دیگری معادله اندازه‌گیری. معادله اندازه‌گیری، معادله ای است که ارتباط بین متغیرهای مشاهده‌شده (داده‌ها) و متغیرهای مشاهده نشده را توصیف می‌کند و معادله حالت پویای متغیرهای حالت را نشان می‌دهد. مطابق ناکاجیما و همکاران (۲۰۱۱)، فرض می‌کنیم که حالت برای پارامترهای متغیر در زمان برابر با $B_{p+1} \sim N(v_{\beta 0}, \sum_{\beta 0})$، $x_{p+1} \sim N(v_{x0}, \sum_{x0})$ و $a_{p+1} \sim N(v_{a0}, \sum_{a0})$ هستند.

در این پژوهش برای انتخاب متغیرها و شناسایی استراتژی‌ها به دنبال کار پژوهشی گالی و گامبتی (۲۰۱۵) از رویکرد کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵)، استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش عبارت‌اند از y_t، p_t، p_t^c، i_t، q_t و d_t که به ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، لگاریتم شاخص قیمت کالاهای مصرفی، نرخ بهره، لگاریتم شاخص قیمت واقعی بازار سهام و لگاریتم سود نقدی واقعی سهام هستند. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت کالاهای مصرفی و نرخ بهره از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده و داده‌های مربوط به شاخص قیمت واقعی بازار سهام و سود نقدی واقعی سهام از گزارش‌های

ماهانه عملکرد بورس اوراق بهادار به‌دست‌آمده‌اند. همه داده‌ها به صورت فصلی بوده و در دوره زمانی ۱۳۸۲:۱تا ۱۳۹۸:۳ مورد بررسی قرارگرفته‌اند.

با توجه به اینکه متغیرها در الگوی سری زمانی این پژوهش باید به صورت مانا باشند، قبل از به‌کارگیری آن‌ها در الگوی تجربی باید مانایی آن‌ها مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر کلیه سری‌های زمانی بررسی‌شده‌اند. نتایج آزمون ریشه واحد انجام‌شده در جدول زیر بیان شده است.

جدول ۳-۱: آزمون ریشه واحد متغیرها (منبع: یافته‌های پژوهش)

نام متغیر	آزمون دیکی فولر(سطح)		آزمون دیکی فولر (تفاضل مرتبه اول)		سطح معناداری			نتیجه
	آماره آزمون	Probe	آماره آزمون	Probe	۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	
y_t	-۲/۰۱۱۹	۰/۵۸۳۳	-۷/۱۱۸۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴	-۲/۹۱	-۲/۵۹۲۶	متغیر I(1) بوده و مانا است
p_t	-۲/۳۰۶۶	۰/۴۲۳۶	-۴/۳۳۰۳	۰/۰۰۱۰	-۳/۵۵	-۲/۹۱	-۲/۵۹۵۰	متغیر I(1) بوده و مانا است
q_t	-۱/۳۲۶۵	۰/۸۷۲۰	-۷/۰۶۹۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴	-۲/۹۱	-۲/۵۹۲۶	متغیر I(1) بوده و مانا است
p_t^c	-۲/۲۶۹۴	۰/۴۴۳۶	-۲/۹۵۹۶	۰/۰۴۴۵	-۳/۵۴	-۲/۹۱	-۲/۵۹۲۶	متغیر I(1) بوده و مانا است
d_t	-۱/۳۰۲۰	۰/۸۷۸۱	-۱۵/۹۸۸۰	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴	-۲/۹۱	-۲/۵۹۲۶	متغیر I(1) بوده و مانا است
i_t	-۱/۴۳۶۲	۰/۸۴۱۱	-۸/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۳	-۲/۹۰	-۲/۵۹۰۶	متغیر I(1) بوده و مانا است

ازآنجایی‌که قدر مطلق مقدار آماره آزمون در سطح برای هیچ‌یک از متغیرها از قدر مطلق مقادیر ذکرشده برای سطوح معناداری ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد بیشتر نیست و مقدار احتمال نظیر آن‌ها نیز از ۰/۰۵ بیشتر است، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را رد کرد و ازاین‌رو همه متغیرها، دارای ریشه واحد بوده و نامانا هستند. اما در حالتی که آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام شده، آماره آزمون برای همه متغیرها از قدر مطلق مقادیر ذکرشده برای سطوح معناداری ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد بیشتر است و مقدار احتمال نظیر

آن‌ها نیز از ۰/۰۵ کمتر است، ازاین‌رو فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و متغیرها مانا هستند.

آنچه در اینجا اهمیت دارد، توابع عکس العمل آنی حاصل است که نشان دهنده این هستند که در صورت اعمال شوک سیاست پولی انقباضی، رفتار متغیرها به چه صورت است.

ازآنجایی‌که یک الگوی VAR خطی یک مدل رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط است (SUR)، می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، معادله به معادله آن را به‌طور واقعی تخمین زد. برآورد و استنباط در TVP-VAR، به این دلیل که مدل اساساً غیرخطی است و علت آن تغییر زمانی در ضرایب و ماتریس کوواریانس جز خطاست، مقداری پیچیده‌تر است. رویکرد استاندارد استنباط در مدل‌های TVP-VAR، برآورد و استنباط بیزی با استفاده از روش نمونه‌گیری گیبس است. مزیت اصلی روش بیزی نسبت به روش‌های متداول این است که به محققان اجازه می‌دهد از الگوریتم‌های محاسباتی قدرتمندی که با مسئله تغییر زمانی سازگار هستند، استفاده کنند. علاوه بر این، استفاده از اطلاعات قبلی در یک چارچوب بیزی به محققان کمک می‌کند رفتار مدل را نظم دهند، که بسیار حائز اهمیت است.

استنتاج بیزی و استنباط‌های معمول، اساساً رویکردهای متفاوتی برای توصیف و ارزیابی در مورد داده‌ها و مدل‌های تجربی است. استنتاج بیزی با فرض توزیع پیشین پارامترهای مدل شروع می‌شود. این توزیع پیشین با استفاده از اطلاعات موجود در داده‌ها، که با استفاده از یک تابع راستنمایی استخراج می‌شود، به‌روز می‌شود. آنچه در برآورد بیزی موردتوجه قرار دارد، توزیع پسینی است که از این فرآیند به‌روزرسانی، ناشی می‌شود. بنابراین برآوردگرها با استفاده از رویکرد بیزی، با آماره‌هایی از این توزیع مانند میانگین یا مد تعریف می‌شوند.

در نظریه آمار بیز و استنباط بیزی، یکی از تکنیک‌های نمونه‌گیری به منظور استنباط پارامتر مجهول جامعه، نمونه‌گیری گیبس است. زمانی که نمونه‌گیری از یک توزیع به راحتی امکان پذیر نیست، روش نمونه‌گیری گیبس، این امکان را فراهم می‌آورد که بوسیله دنباله‌ای از نمونه‌ها بر اساس توزیع پیشین پارامتر جامعه، بتوان از توزیع پسین، نمونه‌گیری کرد. به این منظور به جای استفاده از توزیع توام[1] برای تولید داده، از توزیع حاشیه‌ای[2] و توزیع شرطی[3] که نمونه‌گیری از آن‌ها ساده‌تر است، استفاده می‌شود تا بتوانیم پارامتر مجهول جامعه را برآورد کنیم.

[1] -Joint Distribution

[2] -Marginal Distribution

[3] -Conditional Distribution

نمونه‌گیری گیبس را در حالت ساده می‌توان حالت خاصی از الگوریتم متروپولیس-هستنینگز[1] دانست. از کاربردهای مهم نمونه‌گیری گیبس می‌توان به تهیه داده و نمونه از یک توزیع چند متغیره پیچیده و با شکل نامشخص بر اساس توزیع شرطی و توزیع حاشیه‌ای نام برد. البته فرض بر این است که توزیع شرطی و توزیع‌های حاشیه‌ای مشخص و نحوه تهیه نمونه از آن‌ها نسبت به توزیع توام ساده‌تر است. به عبارت دیگر این روش‌ها بر اساس این ایده ساخته‌شده‌اند که وقتی یک نمونه بزرگی از تراکم شناخته‌شده موجود است، گشتاورهای نمونه با توجه به قوانین اعداد بزرگ، گشتاورهای جامعه را به خوبی تخمین می‌زنند. درنتیجه، آماردانان بیزی روش‌هایی را برای نمونه‌گیری مؤثر غیر مستقیم از تراکم‌های پسین ناشناخته با استفاده از نمونه‌برداری از تراکم‌های شناخته‌شده، ایجاد کرده‌اند. هنگامی‌که نمونه تولیدشده در دسترس است، می‌توان از گشتاور نمونه‌ای برای توصیف توزیع پسین استفاده کرد.

ایده اصلی در پشت نمونه‌گیری گیبس تقسیم پارامترهای Θ یک مدل مشخص، به b بلوک به شکل $\Theta^1, \Theta^2, \dots, \Theta^b$ است. هدف نمونه‌گیری گیبس تولید نمونه‌ای از $p(\Theta|y^T)$ به وسیله نمونه‌گیری تکراری از $p(\Theta^j|y^T, \Theta^{-j}), \forall j = 1, \dots, b$ است که Θ^{-j} نشان‌دهنده کل بردار متغیرها به جز بلوک j ام است. این روش متکی به این ایده است که مجموعه همه توزیع‌های شرطی تحت شرایط یکسان توسط توزیع توأم ساختاربندی شده‌اند. به عبارتی با این کار یک مسئله تحلیلی بزرگ، به دنباله‌ای از مشکلات تحلیلی کوچک‌تر تقسیم شده است؛ یعنی توصیف توزیع‌های شرطی $p(\Theta^j|y^T, \Theta^{-j})$ به جای توزیع کامل. در مورد TVP-VAR ها، این طرح‌های بلوک‌بندی توسط کوگی و سارجنت[2] (۲۰۰۳)، پریمیسری (۲۰۰۵) و دل‌نگرو و پریمیسری[3] (۲۰۱۵) ساخته‌شده‌اند.

چالش دیگری که TVP-VAR با آن مواجه است این است که پارامترهای موردنظر، ضرایب مشخصی نیستند، بلکه خود فرایندهای سری زمانی هستند که از قبل قابل‌مشاهده نیستند. در حالتی که بتوان مدل را به شکل فضا - حالت درآورد، رویکرد کلی در برخورد با مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده، استفاده از فیلتر کالمن[4] است (لوبیک و متس[5]، ۲۰۱۵).

[1] -Metropolis-Hastings Algorithm

[2] -Cogley and Sargent

[3] -Del Negro and Primiceri

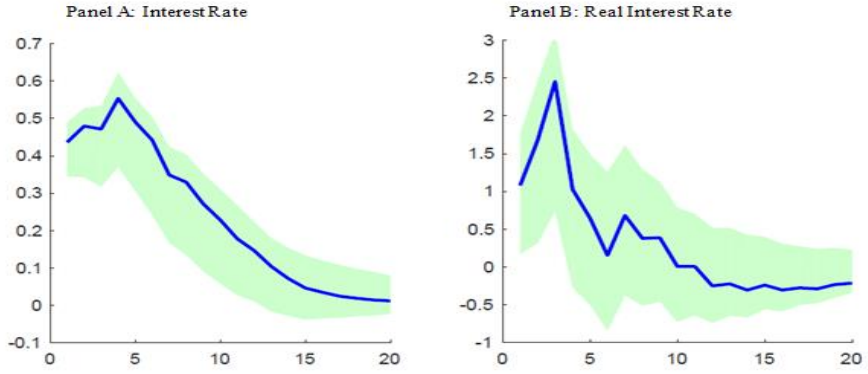
[4] -Kalman

[5] - Lubik & Matthes

کاربرد فیلتر کالمن برای یک سیستم فضا - حالت به مدل ساز اجازه می‌دهد توالی توزیع نرمال برای $x_t|y^t$، یعنی توزیع حالت غیرقابل‌مشاهده x در زمان t، به شرط مشاهدات y^t (علامت بالا نویس نشان‌دهنده کل نمونه تا آن نقطه است) را ساختاربندی کند. همان‌طور که مشخص است، بلوک‌های مختلف نمونه‌گیر گیبس برای یک مدل TVP-VAR به شکل سیستم‌های فضا- حالت نرمال خطی درمی‌آیند. چالش پیش رو این است که بلوک‌های پارامترهای TVP-VAR به‌گونه‌ای پیدا شود که هر یک از بلوک‌ها با ساختار فضا- حالت نرمال متناسب باشد. بنابراین غیرخطی بودن بنیادی TVP-VAR می‌تواند به قسمت‌هایی تقسیم شود که به صورت شرطی خطی هستند و می‌توان به راحتی از آن‌ها نمونه‌گیری کرد. تا زمانی که هر بلوک دارای یک ساختار قابل‌کنترل مشروط به پارامترهای دیگر باشد، نمونه‌گیر گیبس می‌تواند از عهده مشکلات غیرخطی شدید، برآید (لوبیک و متس، ۲۰۱۵). برای مطالعه بیشتر پیرامون نحوه کارکرد فیلتر کالمن و نمونه‌گیری گیبس و به‌طور کلی برآورد و استنباط مدل بیزینی به (لوبیک و متس، ۲۰۱۵)، (رابرت و کاسلا[1]، ۲۰۰۴) و (کوپ و کروبلیس[2]، ۲۰۱۰) مراجعه شود.

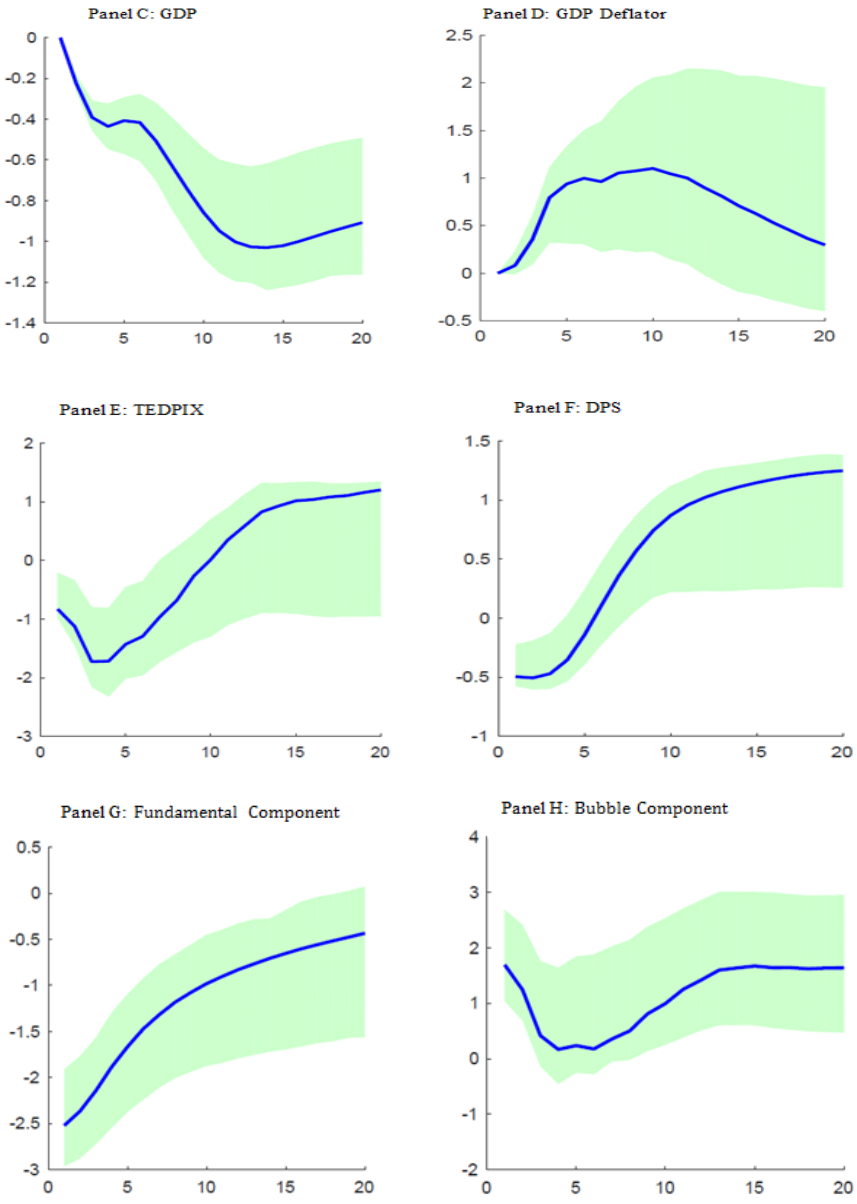
۴- نتایج حاصل از الگوی پژوهش

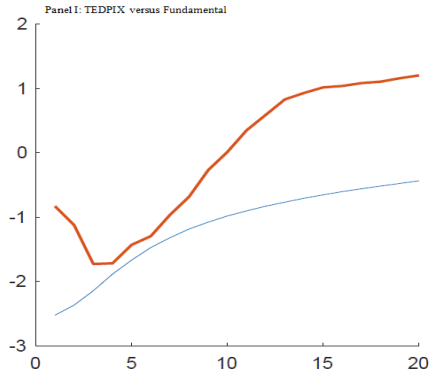
در قسمت ابتدایی این بخش واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی بر اساس توابع عکس العمل آنی نشان داده شده است که در ادامه به صورت اجمالی به بررسی هر یک از آن‌ها پرداخته می‌شود؛



[1] Robert & Casella

[2] Koop & Korobilis


Panel C: GDP
Panel D: GDP Deflator
Panel E: TEDPIX
Panel F: DPS
Panel G: Fundamental Component
Panel H: Bubble Component



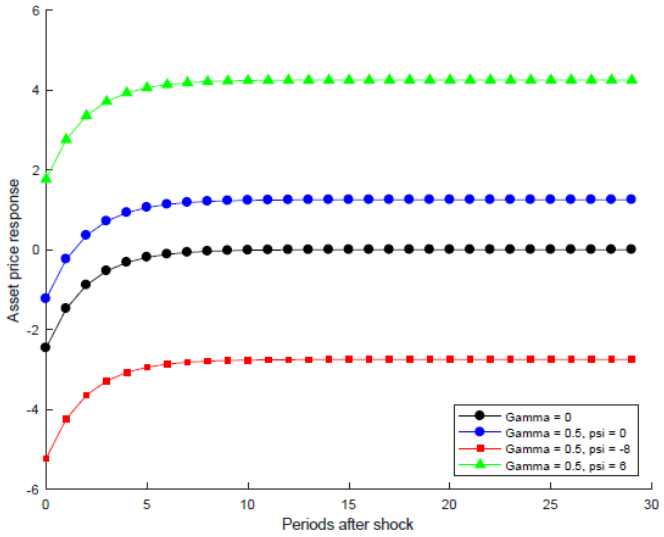
نمودار ۴-۱: واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی (الگوی VAR با ضرایب ثابت) (منبع: یافته پژوهش)

با توجه به نمودارهای ارائه شده در Panel A و Panel B مشاهده می‌شود که به دنبال شوک انقباضی سیاست پولی، نرخ بهره اسمی و واقعی ابتدا افزایش یافته و پس‌ازآن کاهش یافته تا درنهایت به صفر می‌رسد. در ادامه واکنش سایر متغیرها به این شوک سیاستی آورده شده و همان‌طور که از Panel C و Panel D در نمودار ۵-۱ مشخص است، در واکنش به شوک سیاستی، تولید ناخالص داخلی کاهش یافته و تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی افزایش یافته و پس‌ازآن کاهش می‌یابد. علاوه بر این در Panel E و Panel F به ترتیب واکنش شاخص قیمت سهام و واکنش سود سهام تقسیمی را به شوک انقباضی سیاست پولی نشان می‌دهند که بیانگر این هستند که شاخص قیمت سهام در واکنش به شوک، ابتدا کاهش یافته و پس از چند دوره مجدداً شروع به افزایش می‌کند و سود سهام تقسیمی در واکنش به این سیاست افزایش می‌یابد. به همین ترتیب Panel G واکنش جز بنیادی قیمت سهام به شوک سیاست پولی را نشان می‌دهد که همان‌طور که پیش‌تر عنوان شد، این جز به صورت رابطه ۴- ۲ تعریف می‌شود و ازاین‌رو با توجه به نوع واکنش نرخ بهره و سود سهام تقسیمی، کاملاً واضح است که جز بنیادی قیمت سهام در واکنش به شوک سیاستی افزایش می‌یابد. درنهایت در Panel H و Panel I واکنش جز حبابی قیمت سهام به شوک سیاست پولی نشان داده شده است. لازم به ذکر است که بر اساس آنچه قبلاً توضیح داده شد، رابطه ۴-۴ دلالت بر این دارد که؛

$$\frac{\partial(q_{t+k}-q^{F}_{t+k})}{\partial \varepsilon^{m}_{t}}=\gamma_{t-1}\left(\frac{\partial q^{B}_{t+k}}{\partial \varepsilon^{m}_{t}}-\frac{\partial q^{F}_{t+k}}{\partial \varepsilon^{m}_{t}}\right) \qquad (۱-۴)$$

همان‌طور که از نمودار قابل‌مشاهده است، مقدار $q_{t+k} - q_{t+k}^{F}$ مثبت است و این مسئله نشان‌دهنده وجود جز حبابی بوده و نحوه واکنش آن بر اساس نمودار بیانگر این است که در ابتدا جز حبابی کاهش پیدا می‌کند اما بعد از چند دوره مجدداً شروع به افزایش پیدا می‌کند. به عبارتی می‌توان گفت که بین واکنش جز حبابی و بنیادی قیمت سهام به شوک سیاست پولی تفاوت وجود دارد.

در ادامه، با توجه به رابطه (۴-۱۳)، واکنش قیمت دارایی (سهام) به شوک برونزای افزایش نرخ بهره با استفاده از نرم‌افزار متلب شبیه‌سازی شده و به شکل نمودار ارائه شده است؛



نمودار ۴-۲: واکنش قیمت دارایی(سهام) به شوک سیاست پولی (منبع: یافته‌های پژوهش)

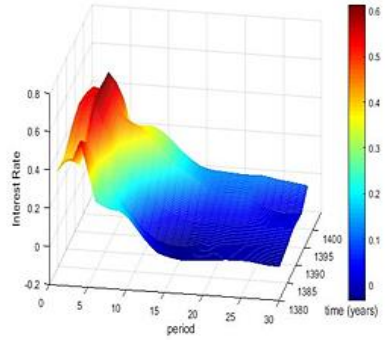
نمودار ۵-۲ نشان‌دهنده واکنش پویای قیمت دارایی به شوک سیاست پولی برای مقادیر مختلف ψ و γ است. با توجه به نتایج توابع عکس العمل آنی در نمودار ۵-۱، در همه نمودارها فرض بر این است که $\Lambda = 0.99$ و $\rho_r = 0.6$ است. لازم به ذکر است که همان‌طور که عنوان شد نه اندازه، نه علامت و نه وابستگی احتمالی ψ_t، به رژیم سیاستی پشتوانه نظری ندارد و برای انجام شبیه سازی می‌توان هر رقمی را در نظر گرفت و محدودیتی در این مورد وجود ندارد. ازاین‌رو در این پژوهش مقادیر در نظر گرفته شده برای ψ و γ_{t-1} با توجه به گالی و گامبتی (۲۰۱۵) و کاریانی و کیلن (۲۰۱۹) در نظر گرفته شده است.

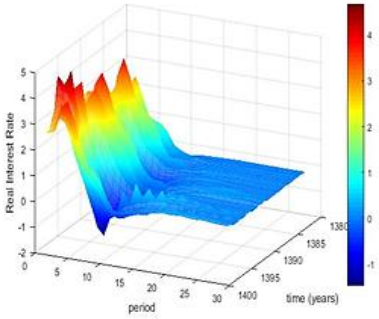
خطی که با رنگ سیاه مشخص شده است، نشان‌دهنده واکنش قیمت دارایی به شوک سیاستی، در صورت عدم وجود حباب ($\gamma_{t-1}=0$) است. همان‌طور که قابل مشاهده است، در صورت اعمال شوک سیاستی انقباضی پولی، قیمت کاهش یافته و پس‌ازآن، به تدریج افزایش پیدا می‌کند تا به مقدار اولیه برگردد. در شرایطی که حباب وجود داشته باشد، به این معنا که γ_{t-1} صفر نباشد، به‌عنوان‌مثال برای مقادیر $\gamma_{t-1}=0.5$ و $\psi=0$، همان‌طور که مشخص است، در واکنش به شوک افزایش نرخ بهره، ابتدا قیمت دارایی کاهش جزئی پیدا می‌کند، اما با توجه به اینکه جز حبابی در حال رشد است، قیمت دارایی با سرعت افزایش پیدا کرده و درنهایت در سطح بالاتری نسبت به سطح اولیه تثبیت می‌شود. در شرایطی که $\psi=-8$ و $\gamma_{t-1}=0.5$ باشد، اثر منفی افزایش نرخ بهره بر روی قیمت دارایی بیشتر است و این به دلیل منفی بودن ψ و تأثیر آن روی اندازه حباب است که در قسمت قبل توضیح داده شد و روند حرکت قیمت دارایی شبیه به حالت اول بوده اما با توجه به اینکه واکنش منفی اولیه قیمت دارایی بیشتر است، قیمت به مقادیر تعادلی اولیه برنمی‌گردد. درنهایت خطی که با مثلث مشخص شده است نشان‌دهنده واکنش قیمت دارایی در شرایطی است که $\psi=6$ و $\gamma_{t-1}=0.5$ است. در این حالت، هنگامی‌که شوک سیاست پولی رخ می‌دهد و نرخ بهره افزایش می‌یابد، قیمت دارایی در واکنش به آن افزایش پیدا می‌کند و علت این است که واکنش مثبت جز حبابی قیمت به شوک سیاستی، بیشتر از واکنش منفی جز بنیادی قیمت است.

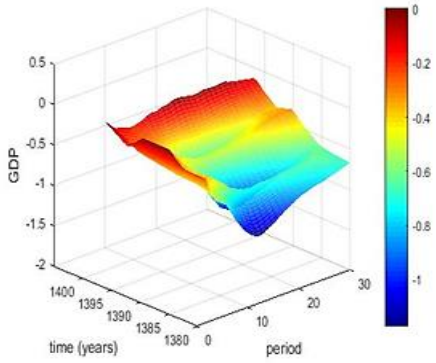
این شبیه‌سازی نشان می‌دهد که نظریه حباب‌های عقلایی با دامنه وسیعی از واکنش‌های قیمت دارایی به سیاست پولی انقباضی، سازگار است. در مقابل، همان‌طور که قبلاً گفته شد، دیدگاه متعارف معتقد است که هنگامی‌که سیاست پولی انقباضی اعمال می‌شود با توجه به اینکه هر دو جز حبابی و بنیادی قیمت کاهش پیدا می‌کنند، قیمت دارایی نیز در واکنش به سیاست انقباضی کاهش می‌یابد.

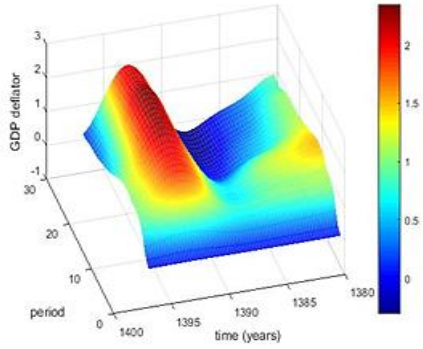
به علاوه، این شبیه‌سازی نشان‌دهنده این موضوع است که هنگامی‌که اندازه جز حبابی قیمت، نسبت به جز بنیادی کوچک است، اعمال سیاست پولی انقباضی در شرایط بروز حباب، می‌تواند مؤثر باشد و موجب کاهش جز حبابی شود و درنتیجه از آثار نامطلوب ناشی از فروپاشی و یا ترکیدن حباب جلوگیری کند. اما در مقابل هنگامی‌که جز حبابی قیمت بزرگ باشد، اعمال سیاست پولی انقباضی می‌تواند شرایط را بدتر کرده و موجب بزرگ‌تر شدن جز حبابی شود. ازاین‌رو به نظر می‌رسد که هنگام اعمال سیاست پولی انقباضی باید زمان اعمال سیاست و شرایط حباب قیمتی مد نظر قرار گیرد.

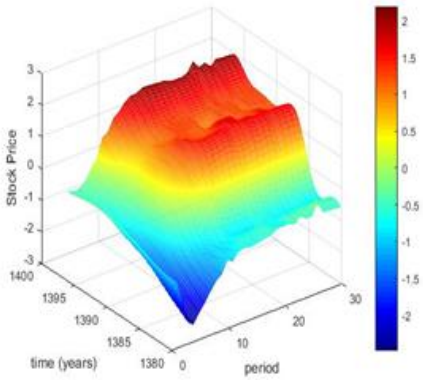
در ادامه توابع عکس العمل آنی حاصل از الگوی TVP-VARبه نمایش گذاشته شده است.

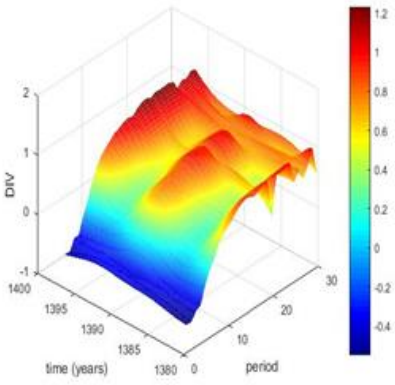

Interest Rate
period
time (years)

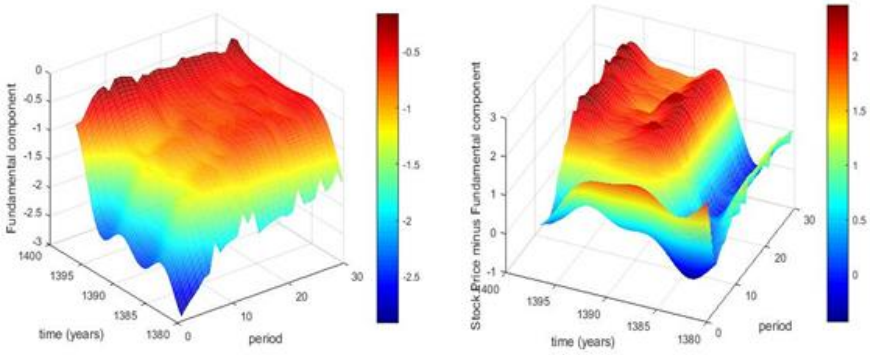

Real Interest Rate
period
time (years)


GDP
time (years)
period


GDP deflator
period
time (years)


Stock Price
time (years)
period


DIV
time (years)
period



نمودار ۴-۳:واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی (الگوی VAR با ضرایب متغیرطی زمان)

در نمودار ۵-۳، واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی با استفاده از الگوی TVP-VAR نشان داده شده است. همان‌طور که مشخص است نرخ بهره اسمی و نرخ بهره واقعی در طول زمان تغییرات قابل‌توجهی را نشان نمی‌دهند و هر دو مورد با اعمال شوک، ابتدا روند افزایشی داشته و پس‌ازآن کاهش‌یافته‌اند تا به صفر نزدیک شده‌اند. در ارتباط با GDP، هنگامی‌که شوک سیاستی اعمال می‌شود، ابتدا روند کاهشی بوده و پس‌ازآن افزایش یافته است و این روند در تمامی سال‌های نمونه شبیه است، با این تفاوت که در سال‌های انتهایی نمونه میزان کاهش اولیه کمتر بوده و روند افزایشی سریع‌تر آغاز شده است. واکنش GDP Deflator به شوک سیاستی، کم و بیش در طول زمان تغییر کرده است. اما به صورت کلی واکنش اولیه به شوک به صورت روند کاهشی بوده اما پس‌ازآن افزایش یافته است، هرچند که در برخی سال‌ها نیز بعد از چند دوره افزایش مجدداً کاهش داشته است. در ادامه واکنش قیمت سهام و سود تقسیمی به شوک سیاستی، در نمودار نشان داده شده است. همان‌طور که مشخص است سود تقسیمی تقریباً رفتار باثباتی در واکنش به سیاست پولی انقباضی در طی سال‌های مورد بررسی، از خود نشان داده است.

با توجه به اینکه در این پژوهش تمرکز اصلی بر روی قیمت سهام و جز بنیادی و جز حبابی است، همان‌طور که در نمودار قابل‌مشاهده است قیمت سهام طی زمان واکنش باثباتی به سیاست پولی نداشته است. در سال‌های ابتدایی با اعمال شوک سیاست پولی انقباضی، ابتدا کاهش‌یافته و پس‌ازآن افزایش یافته است اما هرچه به سال‌های انتهایی نزدیک می‌شویم کاهش اولیه کمتر شده و افزایش سریع‌تر اتفاق می‌افتد و علاوه بر این در سال‌های انتهایی، نمودار نشان‌دهنده این است که

قیمت سهام یک روند افزایشی داشته است. در ارتباط با جز بنیادی قیمت سهام طی سال‌های مورد بررسی می‌توان واکنش مشابهی را مشاهده کرد و همان‌طور که واضح است، جز بنیادی در واکنش به شوک سیاست پولی روندی صعودی داشته است ولی آنچه واضح است این است که در سال‌های انتهایی روند صعودی کندتر بوده است. در رابطه با جز حبابی قیمت سهام، همان‌طور که در نمودار به خوبی قابل‌مشاهده است، واکنش به سیاست پولی انقباضی طی سال‌های مورد بررسی شبیه نیست و در سال‌های ابتدایی ما شاهد روند کاهشی برای چند دوره و پس از آن روند افزایشی هستیم اما هر چه به سال‌های انتهایی نزدیک می‌شویم این روند کاهشی کمتر می‌شود و روند افزایشی سریع‌تر آغاز می‌شود و درنهایت در سال‌های انتهایی از ابتدا روند صعودی شروع شده است و این نشان‌دهنده این است که اولاً واکنش جز حبابی به شوک سیاست پولی طی زمان متغیر است و نیاز است که در برنامه‌ریزی و اعمال سیاست‌ها به این نکته توجه شود و ثانیاً نتایج اخیر با آنچه در دیدگاه متعارف مطرح می‌شود مغایر است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بروز حباب‌های قیمتی در بازارهای مختلف، به ویژه بازارهای مالی و اثرات نامطلوب ناشی از فروپاشی احتمالی آن‌ها، موجب عدم اطمینان سرمایه‌گذاران و درنتیجه تصمیم آن‌ها، به خارج کردن سرمایه خود از آن بازار می‌شود. ازاین‌رو سیاست‌گذاران همواره به دنبال این هستند که با اعمال سیاست‌های مناسب، نسبت به آن واکنش نشان دهند. همان‌طور که گفته شد یکی از بحث‌های بااهمیت در اجرای سیاست‌های پولی، اثربخشی و کارایی این سیاست‌ها یعنی درجه و چگونگی تأثیر این سیاست‌ها بر بخش حقیقی اقتصاد یعنی سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید است. ازآنجایی‌که ممکن است اندازه نسبی حباب، اثر سیاست پولی بر بازارهای مالی و به ویژه بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد، در این پژوهش با شبیه‌سازی تأثیر اندازه جز حبابی قیمت بر اثرگذاری شوک سیاست پولی بر کاهش یا از بین بردن جز حبابی قیمت‌ها، سعی بر این بوده که با روشن کردن جنبه‌های جدید این مسئله به سیاست‌گذاران در اتخاذ تصمیمات سیاستی کاراتر و دستیابی به اهداف مدنظر، کمک شود.

همان‌طور که در قسمت قبل مطرح شد، تئوری حباب‌های عقلایی به کار گرفته شد و جز بنیادی قیمت دارایی به صورت ارزش حال جریانات نقدی آتی حاصل از آن شناسایی شد و تفاوت جز بنیادی با قیمت دارایی به عنوان جز حبابی قیمت تعریف شد و پس‌ازآن با استفاده از برآورد الگوی VAR برای داده‌های فصلی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، لگاریتم شاخص قیمت کالاهای مصرفی، نرخ بهره، لگاریتم شاخص قیمت

واقعی بازار سهام و لگاریتم سود نقدی واقعی سهام در دوره زمانی ۱۳۸۲:۱تا ۱۳۹۸:۳ و توابع عکس العمل آنی متغیرها به شوک انقباضی سیاست پولی استخراج گردید و مشاهده شد که شاخص قیمت سهام در واکنش به شوک، ابتدا کاهش یافته و پس از چند دوره مجدداً شروع به افزایش می‌کند و سود سهام تقسیمی در واکنش به این سیاست افزایش می‌یابد و علاوه بر این جز بنیادی قیمت سهام در واکنش به شوک سیاستی افزایش یافته و در ابتدا جز حبابی کاهش پیدا می‌کند اما بعد از چند دوره مجدداً شروع به افزایش پیدا می‌کند. درنهایت تأثیر اندازه جز حبابی بر روی میزان تأثیر سیاست پولی انقباضی شبیه‌سازی شد و مشخص شد که هنگامی‌که جز حبابی قیمت، کوچک است، اعمال سیاست پولی انقباضی در شرایط بروز حباب، می‌تواند مؤثر باشد و موجب کاهش جز حبابی شود و درنتیجه از آثار نامطلوب ناشی از فروپاشی و یا ترکیدن حباب جلوگیری کند. اما در مقابل هنگامی‌که جز حبابی قیمت بزرگ باشد، اعمال سیاست پولی انقباضی می‌تواند شرایط را بدتر کرده و موجب بزرگ‌تر شدن جز حبابی شود.

در ادامه الگوی TVP-VAR به روش بیزینی برآورد شده و توابع عکس العمل آنی برای متغیرها در نمودار ۵-۳ نشان داده شد، که بیانگر این است که نرخ بهره اسمی و حقیقی، تولید ناخالص داخلی و تعدیل‌کننده آن، سود تقسیمی و جز بنیادی قیمت سهام در طول زمان تقریباً رفتار باثباتی داشته‌اند و واکنش آن‌ها به تکانه سیاست پولی تغییر چندانی نداشته است اما برخلاف حالت قبل (الگوی VAR با ضرایب ثابت) که قیمت سهام در واکنش به تکانه سیاست پولی ابتدا کاهش‌یافته و سپس افزایش می‌یافت، در این حالت واکنش منفی قیمت سهام طی زمان کاهش‌یافته و در سال‌های انتهایی نمونه شاهد این هستیم که قیمت سهام روند افزایشی داشته است. علاوه بر این، واکنش جز حبابی قیمت سهام نیز طی زمان باثبات نبوده و در سال‌های اولیه ابتدا یک روند کاهشی داشته و پس‌ازآن افزایش‌یافته است ولی طی سال‌های بعد این کاهش کمتر شده است و نشان‌دهنده این است که در سال‌های انتهایی، میزان واکنش جز حبابی کمتر شده است. که این در تضاد با دیدگاه متعارف است.

با مقایسه این پژوهش و سایر پژوهش‌هایی که در مرور مطالعات تجربی مطرح شدند، می‌توان گفت که اکثر مطالعات انجام‌شده در داخل کشور، از الگوی VAR یا سایر الگوها برای بررسی تأثیر شوک سیاستی استفاده کرده‌اند و نتایج مستخرج از آن‌ها با نتایج حاصل از الگوی VAR این پژوهش سازگار بوده و بیان‌کننده این است که اعمال سیاست پولی انقباضی می‌تواند جز حبابی قیمت را کاهش دهد. اما با توجه به اینکه الگوی TVP-VAR در مطالعات خارجی مورد استفاده بوده است، مقایسه نتایج نشان می‌دهد که تحت مفروضاتی که در قسمت تصریح الگو بیان شده است، نتایج این پژوهش با نتایج حاصل از پژوهش گالی و گامبتی (۲۰۱۵)، کاریانی و کیلن

(۲۰۱۹) سازگار است اما با برخی از مطالعات به جهت تفاوت روش و مفروضات، همخوانی ندارد. به‌طورکلی آنچه از این پژوهش حاصل شده بیان‌کننده این است که سیاست پولی می‌تواند بر جز حبابی قیمت تأثیرگذار باشد اما تحت مفروضات پژوهش، اگر جز حبابی قیمت بزرگ باشد، اعمال سیاست پولی انقباضی می‌تواند شرایط را بدتر کند.

در یک جمع‌بندی کلی در ارتباط با مقایسه رویکرد TVP-VAR که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته و الگوی VAR که اغلب توسط مطالعات گوناگون مورداستفاده قرار گرفته است، می‌توان گفت که در الگوی VAR، امکان ردیابی پاسخ و واکنش یک متغیر به شوک سیاستی وارد شده، طی زمان وجود ندارد. اما الگوی TVP-VAR این امکان را برای پژوهشگر فراهم می‌کند تا در دوره زمانی موردبررسی بتواند نحوه واکنش متغیر موردنظر را به شوک واردشده مورد ارزیابی قرار دهد و متناسب با وضعیت موجود آن به ارائه راهکارهای سیاستی بپردازد. همان‌طور که در قسمت ۵ نشان داده شد اندازه جز حبابی می‌تواند بر میزان اثرگذاری سیاست پولی مؤثر باشد که این مسئله را می‌توان با بررسی نمودارهای دو الگو به‌وضوح درک کرد. ازاین‌رو با توجه به اینکه اندازه جز حبابی قیمت، طی زمان تغییر می‌کند، استفاده از الگویی که بتواند این حالت را نشان دهد اجتناب‌ناپذیر است.

همان‌طور که عنوان شد، نتایج حاصل از این پژوهش تحت فروض مشخص و شیوه شناسایی جز حبابی قیمت است. ازاین‌رو می‌توان در پژوهش‌های آتی با توجه به شرایط خاص بازار سهام ایران، از روش‌های دیگر متناسب با آن، جز حبابی قیمت سهام را شناسایی کرده و پس‌ازآن به بررسی نحوه اثرگذاری سیاست پولی پرداخت. به‌عنوان‌مثال می‌توان با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات برای قیمت سهام، جز حبابی و بنیادی قیمت را شناسایی کرد و پس‌ازآن به بررسی وابستگی حباب قیمت به تکانه سیاست پولی پرداخت. علاوه بر این می‌توان رابطه علیت دوطرفه را مطرح کرد و شرایطی را شبیه‌سازی کرد که در آن متغیرهای اقتصادی هم به تغییرات شاخص قیمت سهام واکنش نشان داده و تحلیل جامع‌تری در ارتباط با رابطه اندازه جز حبابی در تأثیرگذاری اقدامات سیاستی ارائه داد. پیشنهاد دیگری که می‌توان آن را در پژوهش‌های آتی مورد استفاده قرار داد، تغییر متغیرهای مورد استفاده در پژوهش است، که برای مثال می‌توان از متغیری چون نرخ بازده اسناد خزانه به جای نرخ بهره استفاده برد.

References

Abbasian, E., Nazari, M., & Farzanegan, E. (2012). The effect of monetary policy on the emergence of stock price bubbles in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Securities Exchange*, 18(5), 19-38.

Asadi, E., Zare, H., Ebrahimi, M., & Piraiee, K. (2019). Price Bubbles in Tehran Stock Market: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 6(2), 73-100.

Ansari Samani, H. & Nazari, F. (2017). Identifying and ranking predictors of stock bubble: Application of Logistic regression and artificial neural network. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 13(4), 75-102.

Bahmanpour, H. & Moshiri, S. (2011). Eghtesade Poul va Bankdari. Tehran: Nashreney.

Bjorland, H.c., & Leiteme, K. (2009). Identifying the interdependence between US monetary policy and stock market. Journal of monetary economics, 56, 275- 282.

Bredin, D. & G. O'Reilly. (2004). Analysis of the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Ireland. Applied Economics, 36(1), 49-58.

Brunnermeier, M. K., & Oehmke, M. (2013). Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk, Handbook of the Economics of Finance, 2, 1221-1288.

Caraiani, P. & Cantemir Calin, A. (2019). The Impact of Monetary Policy Shocks on Stock Market Bubbles: International Evidence. *Finance Research Letters*, Elsevier, 34(c).

Cepni, O. & Gupta, R. (2020). Time-Varying Impact of Monetary Policy Shocks on U.S. Stock Returns: The Role of Investor Sentiment, University of Pretoria, Department of Economics Working Paper Series2020-39.

Challe, E. & Chryssi, G. (2014). Stock Price and monetary policy shocks: A general equilibrium. *Journal of Economic Dynamic & Control*, 40, 46-66.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113 (1), 1–45.

Cochrane, John H. (2001). Asset Pricing. Princeton: Princeton University Press.

Colgey, T. & Sargent, T. j. (2003). Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S. *SSRN Electronic Journal*.

Del Negro, M., & Otrok, C. (2008). "Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring changes in international business cycles". University of Missouri Manuscript.

Dourandish, A., Shariat, E., & Arzande, N. (2014). The Study of Volatility Spillover Effects of The Exchange Rate on Agricultural Industry Index Listed on The Stock Exchange. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 28(2), 177-184.

Eickmeier, S., Lemke, W., & Marcellino, M. (2011). "The Changing International Transmission of Financial Shocks: Evidence from a Classical Time-Varying FAVAR", Deutsche Bundesbank, iscussion Paper Series 1: Economic Studies, No 05/2011.

Fischbacher, U., Hens, T. & Zeisberger, S. (2014). The Impact of Monetary Policy on Stock Market Bubbles and Trading Behavior: Evidence from the Lab. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 37, 2014-2122.

Gali, J. & Gambetti, L. (2015). The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 233 – 257.

Ghzanchyan, M. (2014). Unraveling the Monetary Policy Transmission Mechanism in Sri Lanka. IMF working paper, No.190.

Habibi, R., salehi rad, M., & zare pour, M. (2017). Bayesian Modeling Speculative Bubbles in Iran Stock Market. *Journal of Risk modeling and Financial Engineering*, 2(2), 225-241.

Jahangard, E., & Ali Asgari, S. (2011). Financial Development Effects on Monetary Policy Efficiency In Developed And Developing Countries. Journal of Economic Modeling Research, 1(4), 147-169.

Jahangiri, K., & Hoseini Ebrahimabad, S. (2017). The Study of Monetary Policy, Exchange Rate and Gold Effects on the Stock Market in Iran Using MS-VAR-EGARCH Model. *Financial Research Journal*, 19(3), 389-414.

Jalili, Z., Asari Arani A., Yavari K., & Heydari H. (2018). Evaluating the Monetary Policy Transmission Mechanism through the Stock Market in Iran Using the Structural Vector Auto Regressive (SVAR) Model. *QJER*, 17:(4), 173-195.

Koop, G., Leon-Gonzalez, R., & Strachan, R. (2009). "On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33, 997-1017.

Korobilis, D. (2013). "Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Time Varying Parameter Dynamic Factor Models", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, (75): 157-179.

Laopodis, Nikiforos T. (2013). Monetary policy and stock market dynamics: across monetary regimes. *Journal of International Money and Finance*, 33, 381-406.

Lubik, T. A., & Matthes, C. (2015). Time-Varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an Application. *Economic Quarterly*, 101(4), 323-352.

Mishkin, F. S. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for monetary policy. Combridge: NBER working paper series.

Mukherjee, S. & Bhattacharya, R. (2011). Inflation Targeting and Monetary Mechanism in Emerging Market Economies, IMF working paper, No.229.

Nakajima, J., Munehisa, K. & Toshiaki, W. (2011). "Bayesian Analysis of Time Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy

and Monetary Policy". *Journal of the Japanese and International Economies*, 25, 3, 225-245.

Poddar, T., Sab, R. & Khachatryan, H. (2006). The Monetary Transmission Mechanism in Jordan. IMF working paper, No.48, February.

Primiceri, G. E. (2005). "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy", *Review of Economic Studies*, 72 (3): 821–52.

Rigbon, R. & Sock, B. (2004). The impact of monetary polcy on asset prices. Journal of monetary economics, 51, 1554- 1575.

Robert, C.; Casella, G. (2004). Monte Carlo Statistical Methods (2nd ed.), New York: Springer

Sharifi Renani, H. (2010). The Effects of Monetary Policy on Production and Prices in Iran: A Structural Vector Error Correction (SVEC) Approach. The *Journal of Economic Policy*, 2(3), 45-69.

Taghavi, M., & Lotfi, A. (2006). The Effects of Monetary Policy On The Volume Of Deposits, Lending Facilities And Liquidity Of The Country's Banking System (During The Years 1995-2003). *Economics Research*, 6(20), 131-165.

Taherianfar, M., & Minooi, M. (2016). Identification of financial bubbles using finite time singular GARCH model ("Case study of Tehran Stock Exchange"), 2nd International Conference on Industrial Engineering and Management, Tehran.

Toparlı, E. A., Çatık, A. N & Balcılara, M. (2019). The impact of oil prices on the stock returns in Turkey: A TVP-VAR approach. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 535(c).

Zeinvand, A., Mohammadi, A., Ghaishavi, Q., & Abdollahi, F. (2018). The Effect of Monetary Policy and General Level of Prices On Bubble In Stock Prices Through The Asset Price Channel In Iran (1991-2014). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 15(1), 1-26.