Vol. 13, No. 49, Spring (2024)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

Scientific Association of Regional Development Economics

Applied Economics Studies, Iran (AESI)
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.
Publisher: Bu-Ali Sina University. All rights reserved.
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the **Creative Commons**.* **(© The Author(s))**

Bu-Ali Sin University

The Dependence of Stock Market Bubbles on Monetary Policy Shocks: TVP-VAR Approach

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

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25540.3387
Received: 2022.01.09; Accepted: 2022.05.25
Pp: 41-71

Abstract

The occurrence of a price bubble in the financial sector, especially the stock market and the possibility of its collapse, causes uncertainty about the financial market and ultimately the outflow of capital from it. Since the occurrence of crisis in these markets can affect other sectors of the economy as well, the policymakers plan and implement appropriate monetary and fiscal policies to deal with the crisis and respond in a timely and correct manner to prevent its destructive effects. Considering that Iranian financial markets, like other countries, are not safe from this phenomenon, in this research, by using Iranian quarterly data of some variables including interest rate, gross domestic product, gross domestic product deflator, dividends, consumer price index, oil price, exchange rate and stock price index, for the period 2003:1 to 2019:3 and Bayesian inference, the TVP-VAR model (time-varying parameters vector Auto regressive) is estimated and the impulse - response functions of variables is driven, and the dependence of stock market bubbles on monetary policy shocks are investigated. The results show that a number of research variables, such as interest rates, gross domestic product, gross domestic product deflator, dividends, stock price and it's fundamental component, have had almost stable patterns over time, and their response to monetary policy shock has not changed much and only in the case of stock prices, we can see that its negative reaction to the monetary policy shock has decreased over time but the reaction of bubbly component of stock price to the monetary policy shock has not been stable over time and in recent years of the sample, the reaction of bubbly component, end up increasing from the beginning.

Keywords: Financial Markets, Stock Price Index, Price Bubble, Monetary Policy.
JEL Classification: E44, G14, G12, E52.

1. Associate Professor, Department of Economic, Facility of Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
Email: atmahmadi@gmail.com
2. Ph.D. Student in Economics, Department of Economic, Facility of Economic, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Citations: Mohammadi, T. & Hosseini, S. M., (2024). "The Dependence of Stock Market Bubbles on Monetary Policy Shocks: TVP-VAR Approach". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 13(49): 41-71. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2022.25540.3387
Homepage of this Article: https://aes.basu.ac.ir/article_5078.html?lang=en

1. Introduction

Financial markets are one of the main pillars of the economy that transfer monetary resources from markets with surplus funds to markets that need these resources. Among the various and important roles of this market, the process of directing funds in the most efficient possible way, can be considered as its most important and in addition, the expansion of these markets can be the engine of economic growth. Financial markets, like any other markets, can undergo changes and sometimes the occurrence of these changes and fluctuations is such that it can't be explained by the basic economic concepts and failure to control them in a timely manner can have irreparable consequences.

One of the most common irregularities in emerging financial markets is bubble dynamics. A statistical look at the activity of the Tehran Stock Exchange shows that during the years of activity of this market, the stock index has experienced many fluctuations and therefore this phenomenon has raised many questions in the minds of researchers and experts, including: Is the increase in the index due to the presence of bubbles in the index? What determines the stock price and its sharp fluctuations in the market? What is the accurate policy to control and eliminate bubbles? The importance of carefully examining this issue and answering the questions is that if there is a price bubble and it collapses, the price of financial assets will be drastically reduced, a financial crisis will be created and there will be uncertainty about the capital market. Eventually, this phenomenon will cause capital outflow and weaken the country's financial system (Hirigoyen and Poulain, 2014).

Pre-crisis views were based on the view that the central bank should focus on stabilizing inflation and the output gap and not need to react to changes in asset prices, but post-crisis views state that the central bank should pay attention to changes in asset prices and respond to them by applying the accurate policy, and in the meantime, applying the accurate monetary policy is one of the ways which the central bank can influence prices and then control market fluctuations, and as a result, the occurrence of Prevent crisis (Cariani and Calin, 2019). But the question is whether the impact of such policies on bubbles is constant over time. Therefore, this study investigates the problem of dependence of stock market bubbles on monetary policy shocks using a vector auto regression model with time varying parameters.

2. Methodology

In this study, the reduced form of the vector auto regression model with time varying parameters was identified based on the Primary (2005).

Time-varying parameter vector auto regressions (TVP-VARs) have become an increasingly popular tool for analyzing the behavior of macroeconomic time series. TVP-VARs differ from more standard fixed coefficient VARs in that they allow for coefficients in an otherwise linear VAR model to vary over time following a specified law of motion. In addition, TVP-VARs often include stochastic volatility (SV), which allows for time variation in the variances of the error processes that affect the VAR.

The attractiveness of TVP-VARs is based on the recognition that many, if not most, macroeconomic time series exhibit some form of nonlinearity.

A VAR is a simple time series model that explains the joint evolution of economic variables through their own lags. A TVP-VAR preserves this structure but in addition models the coefficients as stochastic processes. In the most common application, the

maintained assumption is that the coefficients follow random walks, specifically the intercepts, the lag coefficients as well as the variance and co-variances of the error terms in the regression. Conditional on the parameters, a TVP-VAR is still a linear VAR, but the overall model is highly nonlinear. While the assumption of random walk behavior may seem restrictive, it provides for a flexible functional form to capture various forms of nonlinearity.

The main challenge in applying TVP-VAR models is how to conduct inference. In this article, we therefore discuss the Bayesian approach to estimating a TVP-VAR with SV. Bayesian inference in this class of models relies on the Gibbs sampler, which is designed to easily compute multivariate densities. The key insight is to break up a computationally intractable problem into sequences of feasible steps.

The variables used in this study are y_t, p_t, p_t^c, i_t, q_t, p_o, $p_e$and d_t which represent the logarithm of GDP, the logarithm of the GDP deflator index, the logarithm of the consumer price index, the short-term bank interest rate (alternative for Interest rates), the logarithm of the real stock market price index, the logarithm of oil price, the logarithm of exchange rate and the logarithm of the real dividend per share.

Define the vector x_t as $x_t = [\Delta y_t, \Delta d_t, \Delta p_t, \Delta p_t^c, \Delta p_o, \Delta p_e, i_t, \Delta q_t]'$ and assume the relationship between these variables and structural shocks can be defined based on a vector auto regression model with time varying parameters as follows:

$$x_t = A_{0,t} + A_{1,t}x_{t-1} + A_{2,t}x_{t-2} + \cdots + A_{p,t}x_{t-p} + e_t \qquad (2\text{-}1)$$

Where $A_{0,t}$ is the vector of the time varying intercepts and for i = 1,…, p, $A_{i,t}$ is the matrix of time varying parameter and is the vector of the reduced form shock.

Our identification of monetary policy shocks is based on the approach of Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005; henceforth, CEE), though our focus here is on the dynamic response of stock prices to an exogenous hike in the interest rate. Also, and in contrast with CEE, we allow for time variation in the VAR coefficients, which results in estimates of time-varying impulse responses of stock prices to policy shocks. In addition to the usual motivations for doing this (e.g., structural change), we point to a new one which is specific to the issue at hand: to the extent that changes in interest rates have a different impact on the fundamental and bubble components, the overall effect on the observed stock price may change over time as the relative size of the bubble changes (Gali and Gambetti, 2015).

The standard approach to estimating and conducting inference in TVP-VARs uses Bayesian methodology. The key advantage over frequentist methods is that it allows researchers to use powerful computational algorithms that are particularly well-adapted to the treatment of time variation. Moreover, the use of prior information in a Bayesian framework helps researchers to discipline the behavior of the model, which is especially relevant in high-dimensional problems such as those discussed in this article.

Bayesian and frequentist inference are fundamentally different approaches to describing and making assessments about data and empirical models. Bayesian inference starts by postulating a prior distribution for the parameters of the model. This prior is updated using the information contained in the data, which is extracted using a likelihood function. The object of interest in Bayesian estimation is the posterior distribution, which

results from this updating process. Estimators in a Bayesian context are thus defined as statistics of this distribution such as the mean or mode (Lubik and Matthes, 2015).

3. Conclusion

Under our baseline specification which assumes no contemporaneous response of monetary policy to asset prices, the evidence points to protracted episodes in which stock prices increase persistently in response to an exogenous tightening of monetary policy. That response is clearly at odds with the "conventional" view on the effects of monetary policy on bubbles.

The results show that some research variables, such as interest rates, GDP, GDP deflator, dividends, stock price and the fundamental component of stock prices, in response to the contractionary monetary policy shock which caused by interest rate increases, have had an almost stable behavior pattern over time and haven't changed significantly, but the reaction of bubble component of stock price to the political shock have not been stable over time and its negative reaction to the monetary policy shock has decreased over time and in the last years of the sample, from the first periods, has an increasing patterns.

Acknowledgments

In the end, the authors consider it necessary to thank the referees of the article for improving and enriching the text of the article.

Observation Contribution

This paper is derived from a PhD thesis. Therefore, the collection of materials and data, the analysis of the research Model and finally the writing of the article were done by the second author with the guidance and supervision of the first author.

Conflict of Interest

The authors declares that there is no conflict of interest while observing publication ethics in referencing

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال سیزدهم، شمارهٔ ۴۹، بهار ۱۴۰۳

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران
حق نشر متعلق به نویسنده(گان) است و نویسنده تحت مجوز Creative Commons Attribution License به مجله اجازه می‌دهد مقالهٔ چاپ شده را در سامانه به اشتراک بگذارد، منوط بر این‌که حقوق مؤلف اثر حفظ و به انتشار اولیه مقاله در این مجله اشاره شود.

بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی: رویکرد TVP-VAR

تیمور محمدی[۱]، سیده محبوبه حسینی[۲]

نوع مقاله: پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25540.3387
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۰/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۰۴
صص: ۷۱-۴۱

چکیده

وقوع حباب قیمتی در بخش مالی به‌خصوص بازار بورس و احتمال فروپاشی آن، باعث ایجاد نااطمینانی نسبت به بازار مالی و درنهایت خروج سرمایه از آن می‌شود. ازآنجاکه بروز بحران در این بازارها می‌تواند سایر بخش‌های اقتصادی را نیز متأثر کند، سیاست‌گذاران به برنامه‌ریزی و اعمال سیاست‌های پولی و مالی مناسب، برای مقابله با بحران و واکنش به‌موقع و درست برای جلوگیری از اثرات مخرب ناشی از آن می‌پردازند. با توجه به این‌که بازارهای مالی ایران نیز هم‌چون سایر کشورها از وقوع این پدیده در امان نیستند، در این پژوهش با استفاده از استنباط بیزینی به برآورد مدل TVP-VAR (خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر زمانی) و استخراج توابع کنش و واکنش متغیرها، با به‌کارگیری داده‌های فصلی متغیرهای نرخ بهره، GDP، تعدیل‌کنندهٔ GDP، شاخص قیمت مصرف‌کننده، سود تقسیمی، قیمت نفت، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام ایران، طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۲:۱ تا ۱۳۹۸:۳، پرداخته شده و وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهندهٔ این است که تعدادی از متغیرهای پژوهش، مانند GDP، تعدیل‌کنندهٔ GDP، سود سهام تقسیمی، شاخص قیمت سهام و جز بنیادی شاخص قیمت سهام طی زمان تا حدودی الگوی رفتاری ثابت داشته‌اند و واکنش آن‌ها به تکانهٔ سیاست پولی تغییر چندانی نداشته است و فقط درخصوص قیمت سهام شاهد آن هستیم که واکنش منفی آن به شوک سیاست پولی، طی زمان کاهش‌یافته، اما واکنش جز حبابی قیمت سهام به شوک سیاست پولی طی زمان تغییر کرده و در سال‌های انتهایی نمونه از ابتدا روندی افزایشی داشته است.

کلیدواژگان: بازارهای مالی، شاخص قیمت سهام، حباب قیمت، سیاست پولی.
طبقه‌بندی JEL: E44, G14, G12, E52.

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (نویسندهٔ مسئول).
Email: atmahmadi@gmail.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.
Email: smh_economist@yahoo.com

ارجاع به مقاله: محمدی، تیمور؛ و حسینی، سیده محبوبه، (۱۴۰۳). «بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی: رویکرد TVP-VAR». فصلنامهٔ مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۳(۴۹): ۴۱-۷۱. doi: https://dx.doi.org/10.22084/aes.2022.25540.3387
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://aes.basu.ac.ir/article_5078.html?lang=fa

۱. مقدمه

بازار اوراق بهادار یک بازار قانون‌مند و ساختاریافته و در عین‌حال یکی از حساس‌ترین بخش‌های بازار مالی است که خیلی سریع و به میزان قابل‌توجهی از نوسانات و دوره‌های تجاری اقتصادی تأثیرگرفته و منعکس‌کنندهٔ تغییرات اقتصادی است. کارشناسان حوزهٔ اقتصاد سعی می‌کنند پدیده‌هایی مانند تحولات و نوسان‌های بازار دارایی‌ها از قبیل: مستغلات، ارز، اوراق بهادار و طلا را به‌وسیلهٔ تئوری‌ها و بررسی متغیرهای اقتصادی پایه‌ای، تشریح کنند؛ اما گاهی در شرایط خاص، نحوهٔ رفتار قیمت در بازار دارایی‌ها، فارغ از متغیرهای اقتصادی پایه‌ای و مطابق انتظارات ذهنی و یا سوداگرانه عوامل مشخص می‌شود.

ظهور و گسترش حباب قیمتی در بازارهای مالی، به‌خصوص بازار سهام همیشه یک بحث جنجال برانگیز بوده است. به‌بیان ساده، حباب، افزایش شدید و پی‌درپی در قیمت یک دارایی خاص یا مجموعه‌ای از چند دارایی‌ها تعریف می‌شود که جذب خریداران جدید که بیشتر سفته‌بازان علاقه‌مند به کسب سود حاصل از معاملهٔ دارایی‌ها و نه بهره‌گیری از پتانسیل درآمدزایی آن‌ها هستند، موجب افزایش اولیه در قیمت است. درنهایت کاهش ناگهانی قیمت‌ها و انتظارات معکوس اتفاق‌افتاده و درنهایت به بحران‌های شدید مالی می‌انجامد.

بازار بورس کشور که در گذشته بخش نسبتاً کم‌اهمیت از اقتصاد درنظر گرفته می‌شد، درحال حاضر عاملی تعیین‌کننده در بیشتر تحولات اقتصادی منظور می‌شود. نگاه آماری به سابقهٔ عملکرد بازار بورس اوراق بهادار تهران این نکته را یادآور می‌کند که از تابستان سال ۱۳۷۷، شاخص قیمت بازار بورس افزایش یافته و در پاییز سال ۱۳۸۳ به بالاترین مقدار خود رسیده است. پس‌از این، بازار سهام اُفت شدیدی داشته و به پایین‌ترین مقدار خود در زمستان سال ۱۳۸۷ رسید و سپس مجدداً شاخص قیمت بازار بورس اوراق بهادار افزایش یافته و در سال ۱۳۹۹ بازهم شاخص قیمت اُفت شدیدی پیدا کرد. به‌دلیل وجود این‌چنین نوسان‌هایی در شاخص قیمت، مطالعات گوناگونی به بررسی نحوهٔ شکل‌گیری حباب قیمتی، پرداخته و الگوهای مختلفی جهت شناسایی و یا تشریح نحوهٔ شکل‌گیری و ایجاد حباب تاکنون ایجاد شده‌اند. ازآنجاکه قیمت دارایی‌ها تخصیص‌های موجود در دنیای واقعی یک اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، فهم شرایطی که در آن قیمت از مقدار بنیادی خود فاصله می‌گیرد، دارای اهمیت است؛ به‌عنوان مثال، تجربهٔ نشان‌داده است که حباب‌ها انگیزهٔ سرمایه‌گذاری عوامل بازار را منحرف کرده و باعث سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی می‌شوند که بیش‌ازاندازه قیمت‌گذاری شده‌اند؛ از طرف دیگر، فروپاشی و ترکیدن حباب در بازارهای دارایی باعث ایجاد نوعی نااطمینانی می‌شود که باعث خروج سرمایه از بازارهای مولد و کشانده شدن آن به‌سمت بازارهای نامولد می‌شود. ایجاد حباب در یک بازار، به‌آسانی می‌تواند دیگر بازارها را تحت‌تأثیر قرار داده و اثرات نامطلوبی ایجاد کند.

برخلاف دیدگاه‌های متعارف پیش از بحران‌های مالی، دال‌بر این‌که بانک‌های مرکزی لزوماً باید بر ثبات تورم و هم‌چنین شکاف تولید تمرکز کرده و به تغییر قیمت دارایی‌ها عکس‌العمل نشان ندهند، دیدگاه‌ها و نظریات بعد از بحران، اذعان دارند که لازم است بانک مرکزی به تغییرات قیمت مربوط به دارایی‌ها توجه کنند و علاوه‌بر آن، با اجرای سیاست درست و مناسب به آن عکس‌العمل نشان دهند (گالی و گامبتی[1]، ۲۰۱۵). با حرکت

[1]. Gali & Gambetti

بازارهای مالی به‌سمت جهانی‌شدن و انتخاب نظام پولی و ارزی با انعطاف بیشتر، شواهد پیش‌بینی‌پذیری از تأثیر متغیرهای پولی بر بهبود عملکرد بازار سهام نمایان شده و پژوهش‌ها و مطالعات متعددی درخصوص ارتباط میان بازارهای پیشرفتهٔ سهام (بالغ) و اتخاذ سیاست پولی مناسب، به انجام رسیده است. شرایط پولی هر اقتصادی، بازدهی بازار سهام را متأثر خواهد کرد و با توجه به این نکته، نقش بازار سهام که بخش مهمی از بازار سرمایه بوده، در انتقال سیاست پولی، بسیار قابل‌ملاحظه است (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۶).

بازار سهام در ارتباط با تصمیم‌های مرتبط با سیاست پولی نقشی چندجانبه بازی می‌کند؛ از یک‌سو، عملکرد بازار سهام به شکل گسترده‌ای توسط تغییر در تصمیمات سیاست پولی و از چند مسیر متأثر شده و از سوی دیگر قیمت‌های سهام انعکاس‌دهندهٔ پیشرفت‌های اقتصادی در مقیاس گسترده بوده و بنابراین مقامات اتخاذکنندهٔ سیاست پولی می‌توانند از آن در اجرای تصمیم‌های سیاستی بهره ببرند؛ از این‌رو، عملکرد بازار سهام نه‌تنها به تصمیم‌های مرتبط با سیاست پولی واکنش نشان داده و اقتصاد را متأثر می‌کند، بلکه درزمینهٔ انتظارات بخش خصوصی از مسیر عادی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان، بازخوردی را برای بانک مرکزی ایجاد می‌کند (چتزیانشیو و همکاران[1]، ۲۰۱۳: ۷۵۵).

موضوع حائز اهمیت در اجرای سیاست‌های پولی، میزان اثربخشی و هم‌چنین کارایی این سیاست‌ها است، یعنی درجه و نحوهٔ اثرگذاری آن‌ها بر تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری که درواقع بخش حقیقی اقتصاد نامیده می‌شوند. کانال‌های انتقال و تأثیرگذاری سیاست پولی به میزان زیادی موردتوجه پژوهش‌گران بوده و با توجه به تغییرات ساختاری طی دهه‌های اخیر، این موضوع مطرح می‌شود که اثر سیاست پولی بر بازارهای مالی و به‌ویژه بازار سهام، ممکن است که طی زمان ثابت نباشد و رابطهٔ پایداری بین این دو وجود نداشته باشد؛ بنابراین در این پژوهش به‌دنبال بررسی این مسأله هستیم که آیا حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی وابسته است؟ آیا اثر سیاست پولی بر حباب‌های بازار سهام طی زمان تغییر می‌کند یا خیر؟ و از این‌رو، هدف پژوهش این است که ضمن بررسی وجود یا عدم وجود اثرات متغیر طی زمان سیاست پولی بر حباب‌های بازار سهام، چگونگی این اثرات، جهت استفاده از آن‌ها در تصمیم‌گیری‌های سیاستی کاراتر، مورد بررسی قرار گیرد.

در ادامهٔ مطالب پژوهش، ابتدا ادبیات موضوع و پس‌از آن مطالعات تجربی بیان‌شده و در دو بخش بعدی، الگوی پژوهش تصریح‌شده و نتایج حاصل از آن توضیح داده شده و درنهایت، در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته شده است.

۲. ادبیات موضوع

با توجه به این‌که این پژوهش به‌دنبال بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانهٔ سیاست پولی است، در ابتدا درمورد بورس اوراق بهادار، ایجاد حباب قیمتی در این بازار و مدل‌سازی حباب‌ها توضیحاتی ارائه شده و پس‌از آن نیز به تعریف سیاست پولی و اهمیت آن در اقتصاد پرداخته شده و درنهایت کانال ارتباطی سیاست پولی و بازار سهام به‌صورت مختصر توضیح داده شده است.

---

[1]. Chatziantioniou et. al.

۲-۱. بورس اوراق بهادار

بازار بورس جزئی از بازار مالی و از مهم‌ترین آن‌ها است که در تجهیز و جمع‌آوری منابع پس‌انداز و به‌کارگیری آن‌ها در راستای سرمایه‌گذاری و تأمین مالی واحدهای تولیدی مؤثر بوده و با توجه به این‌که بخش مهمی از اقتصاد محسوب می‌شود، با دیگر بخش‌های اقتصادی نیز ارتباط دارد.

ویژگی بارز بازار بورس این است که از صاحبان سرمایه‌های راکد و پس‌اندازها، حمایت قانونی کرده و برخی الزامات، به‌خصوص الزامات قانونی را برای تقاضاکنندگان سرمایه ایجاد می‌کند. بازاری که براساس مکانیسم بازار عمل کند، می‌تواند در تخصیص بهینهٔ منابع مالی کاراتر عمل نماید. فراهم‌کردن و شکل‌دادن یک بازار شفاف و منصفانه برای مبادلهٔ اوراق بهادار موردپذیرش در بازار و هم‌چنین روش مناسب و درست برای نظارت بر روند دادوستد و فعالیت بازار اعضای آن، یکی از وظایف با اهمیت بورس اوراق بهادار است. مضاف‌بر این فراهم کردن زمینهٔ جهش اقتصادی، اشتغال، کاهش وابستگی اقتصادی، مهار تورم، ایجاد ارتباط با بازارهای مالی جهانی و جذب سرمایه‌های خارجی نیز از دیگر مزایای بورس اوراق بهادار است. بسیاری از کشورها، طی دهه‌های اخیر شاهد پیشرفت چشمگیر بازار بورس و نقش فزایندهٔ آن در رشد و توسعهٔ اقتصادی خود بوده‌اند. بازار بورس تهران (TSE) که نماد اصلی بازار سرمایه در ایران شناخته می‌شود قدمتی حدود پنج دهه دارد؛ اما علی‌رغم این سابقهٔ ۵۰ ساله، همواره دارای نشیب و فرازهای زیادی بوده و دوره‌هایی از رکود و رونق را تجربه کرده است و لذا هنوز نتوانسته جایگاه اصلی خود را در اقتصاد کشور پیدا کند.

۲-۲. حباب قیمت در بازار سهام

پدیدهٔ حباب به‌نوعی قیمت‌گذاری اشتباه و پایدار دارایی‌های واقعی یا مالی، گفته می‌شود. اگرچه تعاریفی که از حباب ارائه می‌شود، متفاوت هستند، اما مشخص است که هر نوع قیمت‌گذاری نادرستی را نمی‌شود حباب دانست و درحقیقت حباب، به قیمت‌گذاری‌های نادرستی اطلاق می‌شود که برخی ویژگی‌های خاص را داشته باشند؛ برای مثال، ارزش‌گذاری دارایی در دوره‌های حبابی بیشتر انفجاری است. یا این‌که ممکن است عبارت حباب به دوره‌های اطلاق شود که در آن‌ها قیمت یک دارایی نسبت به ارزش‌های بنیادی آن بیشتر می‌شود، علت این امر این است که سرمایه‌گذاران اعتقاد دارند که می‌توانند دارایی مذکور را در آینده به قیمتی بالاتر به دیگر سرمایه‌گذاران بفروشند؛ درواقع، «جان مینارد کینز» در کتاب *نظریه عمومی* خود بین دو گروه سرمایه‌گذاران که یکی از آن‌ها دارایی را برای ارزش بنیادی آن که به‌صورت جریان‌های آیندهٔ نقدی آن تعریف می‌شود، خریداری می‌کنند و گروه دیگر، یعنی همان سفته‌بازان که دارایی را برای ارزش فروش مجدد آن (سود حاصل از معامله) خریداری می‌کنند، تمایز قائل می‌شود. «هایمن مینسکی»[1] تعریف مفیدی از چگونگی شکل‌گیری حباب‌ها و نحوهٔ فروپاشی آن‌ها ارائه می‌دهد و در آن، پنج مرحلهٔ حباب را معرفی می‌کند (برونرمیر و اهمکه[2]، ۲۰۱۳).

---

[1]. Minsky
[2]. Brunnermeier & Oehmke

۱. تغییر و جابه‌جایی اولیه[1]: یک فناوری و یا یک ابداع مالی جدید به‌عنوان یک شروع‌کنندهٔ اولیه، موجب بهبود انتظارات درخصوص سوددهی و رشد اقتصادی می‌گردد؛ که این منجر به شروع مرحلهٔ دوم که همان رونق است می‌گردد.

۲. مرحلهٔ رونق[2]: ویژگی این مرحله، تلاطم کمتر قیمت‌ها، افزایش در اعتبارات و هم‌چنین سرمایه‌گذاری است. این افزایش قیمت نخست با سرعت کم رخ‌داده، اما در ادامهٔ آن با تکانه‌های فزاینده افزایش پیدا خواهد کرد.

۳. شیفتگی[3]: در این مرحله سرمایه‌گذاران به شکل دیوانه‌وار، دارایی بیش از اندازه ارزش‌گذاری شده را معامله می‌کنند و در این مرحله به شکل انفجاری قیمت‌ها افزایش پیدا می‌کند و علاوه‌بر این سرمایه‌گذاران به‌احتمال‌زیاد مطلع هستند یا حداقل احتمال می‌دهند که این افزایش قیمت‌ها واقعی نباشد، اما آن‌ها مطمئن هستند که می‌توانند در آینده دارایی را با قیمت بالاتری به «احمق بزرگ‌تر»[4] بفروشند. معمولاً این مرحله حجم بالای معاملات را دارد که این معاملات دیوانه‌وار، منجر به تلاطم زیاد در قیمت‌ها می‌شوند.

٤. دریافت سود: در مرحلهٔ سودآوری، برای مدتی احتمال دارد، تقاضای کافی از سمت سرمایه‌گذاران بی‌مهارت تازه وارد، وجود داشته باشد. اما این مرحله دوام نداشته و رفته‌رفته تقاضای دارایی کم می‌شود.

۵. فاز وحشت[5]: در این مرحله، کاهش بسیار سریع قیمت اتفاق‌افتاده و سرمایه‌گذاران تلاش می‌کنند تا خود را از شر این دارایی رها کنند[6] و قیمت‌ها به شکل مارپیچی[7] اُفت می‌کنند، که به‌طور معمول با واکنش‌های کارگزاران و ازطرفی تضعیف ترازنامه‌ها بیشتر شتاب می‌گیرد. به‌طور خلاصه، حباب‌ها، علل ایجاد و سقوط آن‌ها در جدول ۱، بیان‌شده است.

جدول ۱: حباب‌ها و علل ایجاد و سقوط

Tab. 1: Bubbles and causes of creation and collapse

حباب‌ها	مکان	زمان	محرک اولیه (ایجاد)	محرک سقوط
جنون گل لاله	هلند	دهه ۱۶۳۰	ویروس nosaic باعث تولید گل‌های لاله زیبا شد	قوانین حکومتی برای کنترل جنون گل لاله
حباب دریای جنوب	بریتانیا	۱۷۱۱ – ۱۷۱۸	انحصار در تجارت که حکومت اسپانیا برای قسمتی از امریکا در نظر گرفت	شکست مدیریتی و فروشندگان رهبر
حباب می‌سی‌سی‌پی	فرانسه	۱۷۱۷ - ۱۷۲۰	رشد سریع تجارت با جهان جدید	ابر تورم
افت بازار سهام در ۱۹۲۹	امریکا	۱۹۲۱- ۱۹۲۹	رونق اقتصادی بعد از جنگ جهانی اول	بالا رفتن نرخ بهره
سقوط بازار سهام در ۱۹۸۷	امریکا	۱۹۸۶ – ۱۹۸۷	تصاحب خرید سهام اهرمی و هیجان ادغام	تجارت داخلی
حباب بازار سهام ژاپن	ژاپن	۱۹۵۰- ۱۹۹۱	رونق اقتصادی پس از جنگ جهانی	افزایش نرخ بهره

---

1. Initial displacement
2. Boom phase
3. Euphoria
4. Greater Fool
5. Panic Phase
6. Dump the Asset
7. Spiral Down

(Nikkei)			دوم	
حباب دات کام	امریکا	دههٔ ۱۹۹۰	رشد اقتصادی ناشی از فناوری کامپیوتر و اینترنت	کاهش سود ناشی از تولید اضافی
حباب بازار مسکن	امریکا	۲۰۰۷ - ۲۰۰۹	وام‌های رهنی بدون پشتوانه	-

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۳. مدل‌سازی حباب‌ها

در ارتباط با حباب‌ها انواع متعددی از مدل‌ها، آزمون‌های تجربی و مطالعات آزمایشگاهی طی زمان ایجاد شده‌اند. چهار نوع مدل کلی برای بررسی علت و نحوهٔ شکل‌گیری و فروپاشی حباب‌ها در ادبیات علم اقتصاد، می‌توان درنظر گرفت که عبارتنداز: مدل‌های حباب عقلایی بدون اصطکاک[1]، مدل حباب‌های عقلایی با فرض اطلاعات نامتقارن[2]، مدل حباب ناشی از محدودیت آربیتراژ[3] و مدل حباب ناشی از عقاید ناهمگن[4]. دو گروه اول این مدل‌ها، حباب‌ها را در چارچوب انتظارات عقلایی تجزیه و تحلیل می‌کنند. تفاوت آن‌ها با هم در فرض اطلاعات متقارن یا نامتعارف عوامل بازار است. گروه سوم مدل‌هایی هستند که بر تعامل و واکنش بین سرمایه‌گذاران عقلایی و غیرعقلایی (رفتاری) تمرکز کرده، و گروه چهارم مدل‌هایی هستند که در آن‌ها عقاید و انتظارات اولیهٔ عوامل بازار به‌دلایلی ازجمله سوگیری‌های روان‌شناختی، ناهمگن بوده و بنابراین آن‌ها درمورد ارزش دارایی‌ها با یک‌دیگر مناقشه دارند. علاوه‌بر این، برای تشخیص وجود حباب در قیمت‌ها، آزمون‌هایی وجود دارد که عبارتنداز: آزمون کران واریانس[5]، آزمون دومرحله‌ای وست[6]، آزمون مانایی و آزمون هم‌انباشتگی[7]، آزمون ریشهٔ واحد بازگشتی، آزمون‌های انباشتگی جزئی و آزمون‌های تغییر رژیم.

۲-۴. سیاست پولی و اهمیت آن در اقتصاد

با توجه به تحولات چشم‌گیر و سریع اقتصادی در سطح جهان و گذار از بحران‌های اقتصادی در سال‌های گذشته، بانک‌های مرکزی برای مقابله با مسائل و مشکلات اقتصادی اقدام به تجدیدنظر در اهداف، سیاست‌ها و ابزارهای پولی نموده‌اند. سیاست پولی شامل اقدامات و تصمیماتی است که بانک‌های مرکزی (سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان پولی) جهت کنترل کردن فعالیت‌های اقتصادی، مورداستفاده قرار می‌دهند؛ اگرچه اهداف مقطعی و کوتاه‌مدت سیاست‌های پولی، کنترل نقدینگی و کارایی هرچه بیشتر نظام بانکی است، اما در عین‌حال سیاست‌های پولی بر میزان عرضهٔ پول در اقتصاد و نرخ بهره تأثیرگذاشته و از این‌طریق اشتغال، ثبات در قیمت‌ها و رشد اقتصادی را متأثر می‌کنند. مقامات یا تصمیم‌گیرندگان پولی با برخی ابزارهای سیاست پولی، مصرف پول در اقتصاد را متأثر کرده و باعث تغییر مقدار پول را در اقتصاد می‌شوند (قلی‌بگلو، ۱۳۹۰). سیاست پولی به‌عنوان یکی از مؤثرترین سیاست‌های اقتصادی، با تنظیم و تعدیل نرخ رشد نقدینگی باعث تثبیت قیمت‌ها شده و زمینهٔ

---

1. Rational bubble without friction
2. Rational bubbles with asymmetric information
3. Arbitrage restrictions bubble
4. Heterogeneous ideas bubble
5. Variance Bounds Tests
6. West's Two Step Tests
7. Integration / Cointegration Based Test

مناسب و مطمئنی را برای کارگزاران اقتصادی در امر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی فراهم می‌آورد. اجرای سیاست‌های پولی همراه با سیاست‌های ارزی که در بیشتر موارد با هم هماهنگ هستند، در اکثر کشورهای دنیا به عهدهٔ بانک‌های مرکزی است (مجتهد و حسن‌زاده، ۱۳۹۰).

دو نوع سیاست پولی کلی، عبارت است از: سیاست پولی متعارف و سیاست پولی نامتعارف که هر یک از آن‌ها ابزارهای خاص خود را دارند. در سیاست پولی متعارف می‌توان گفت که ابزار اصلی بانک‌های مرکزی برای تحت کنترل درآوردن عرضهٔ پول، نرخ‌های کوتاه‌مدت بهره بوده و تصمیمات پولی به‌وسیلهٔ نرخ ارز، قیمت دارایی‌ها، نرخ بهره و کانال اعتباری به بخش واقعی اقتصاد انتقال پیدا کرده است (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۳: ۵ و هالتون و ولمن[1]، ۲۰۱۲: ۱). در شرایط غیرعادی که ابزار سیاست پولی متعارف برای دستیابی به اهداف بانک مرکزی کفایت نکند، بانک مرکزی می‌تواند از سیاست پولی نامتعارف استفاده نماید. ابزارهای سیاست پولی نامتعارف عبارتنداز: تسهیل مقداری، تسهیل اعتباری، تسهیل درون‌زا، مداخله در بازار ارز و ذخایر بانکی (بوریو و دیسیاتات[2]، ۲۰۰۹: ۸).

۵-۲. تبیین کانال ارتباط تصمیمات سیاست پولی با بازار سهام

شوک‌های ناشی از سیاست پولی و نحوهٔ عکس العمل بازار سهام موضوع بسیاری از تحقیقات تجربی طی ۱۰ تا ۱۵ سال اخیر بوده است. به‌ویژه ادبیات مزبور به‌صورت مستند نشان می‌دهد که در صورت غیرقابل پیش‌بینی بودن تغییر نرخ‌های اسمی بهره، اثرات بامعنی و ماندگاری روی قیمت‌های حقیقی سهام داشته است. به‌عبارتی افزایش غیرمنتظره در نرخ بهره اسمی به‌طور مستقیم نرخ‌های بدون ریسک[3] را مفروض‌بر چسبندگی قیمت‌های اسمی چسبنده، تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این مسأله نرخی را که در آینده قرار است تنظیم شود، مستقیماً افزایش می‌دهد؛ بنابراین بعد از شوک سیاستی، کاهش قیمت سهام از طریق، نرخ‌های بدون ریسک اتفاق می‌افتد. مازاد بر تغییرات نرخ‌های بدون ریسک، تغییر در صرف ریسک و هم‌چنین مازاد بازدهی‌های انتظاری نیز می‌تواند نرخ تنزیل را متأثر کند و درنتیجه موجب تغییرات در قیمت سهام و بازدهی‌های محقق شده، شود (چالی و کریسی[4]، ۲۰۱۴: ۴۷).

مطابق دیدگاه سیاست‌گذاران پولی، وجود تخمین‌های درست و دقیق از واکنش قیمت دارایی‌ها نسبت به ابزارهای پولی، یکی از مهم‌ترین گام‌ها در تنظیم تصمیمات پولی مؤثر است؛ زیرا بخش عمده‌ای از انتقال سیاست پولی به‌واسطهٔ اثر نرخ‌های بهرهٔ کوتاه‌مدت روی قیمت دارایی‌ها صورت می‌گیرد به شکلی که تغییرات قیمت دارایی‌ها مثل قیمت سهام، هزینه‌های استقراض مربوط به بخش خصوصی و هم‌چنین تغییرات ثروت را تعیین کرده و درنتیجه به این شکل، بر عملکرد واقعی در اقتصاد تأثیر می‌گذارد (ریگبن و ساک[5]، ۲۰۰۴: ۱۵۵۴).

در ادبیات چند دیدگاه وجود دارد که نحوهٔ تأثیر تصمیمات سیاست پولی بر عملکرد بازار سهام را شرح می‌دهد. یک دیدگاه ادعا می‌کند که افزایش قیمت‌های سهام متأثر از عرضهٔ بیشتر پول در اقتصاد است، که آن

---

1. Halton & Wolman
2. Borio & Disyatat
3. Risk free rates
4. Challe and Chryssi
5. Rigbon and Sock

هم منجر به تحریک بازار سهام و هم‌چنین اقتصاد می‌گردد. در این استدلال، فرض این است که قیمت‌های سهام توسط سود سهام مورد انتظار و نرخ‌های بهره تعیین می‌شود و هر تغییر غیرمنتظره در سیاست پولی، احتمال دارد به‌طور مستقیم به‌وسیلهٔ نرخ بهره و به‌طور غیرمستقیم به‌واسطهٔ تغییر در عوامل مؤثر و تعیین‌کنندهٔ سود سهام (مانند: پرمیوم سهام)، بر قیمت‌های سهام تأثیر بگذارد. استدلال دیدگاه دیگر این است که سیاست پولی انبساطی به‌شکل افزایش قیمت دارایی‌ها، کاهش بازدهی‌های انتظاری و در نتیجه کاهش ارزش بازار سهام را به‌دنبال دارد، علت آن این است که بالا رفتن قیمت‌های سهام علامت مناسبی از تورم آتی منظور شده و موردتوجه قرار می‌گیرد.

به‌طورکلی بازارهای سهام در ارتباط با تصمیمات سیاست پولی نقش چندجانبه ایفا می‌کنند. از یک‌طرف، عملکرد بازار سهام به‌طور گسترده‌ای توسط تغییرات سیاست پولی و از چندین کانال تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد و از طرف دیگر قیمت‌های سهام منعکس‌کنندهٔ پیشرفت‌های اقتصادی در مقیاس گسترده بوده و بنابراین مقامات سیاست پولی می‌توانند از آن در اجرای تصمیمات سیاستی استفاده نمایند. از این‌جهت عملکرد بازار سهام نه‌تنها به تصمیمات سیاست پولی واکنش نشان داده و اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، بلکه در زمینهٔ انتظارات بخش خصوصی از مسیر عادی متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان، بازخوردی را برای بانک‌های مرکزی فراهم می‌کند (چتزیانشیو و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۵۵).

بعد از بحران مالی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹م. برخی صاحب‌نظران درخصوص این‌که سیاست پولی انبساطی می‌تواند منشأ قیمت‌های حبابی دارایی‌ها باشد، مباحثی را مطرح کردند. یکی از کاستی‌های مهم مباحث مزبور دلالت‌های مربوط به پیامدهای مختلفی است که تحت شرایط گوناگون ممکن است برای قیمت سهام و سایر روابط مالی ایجاد شود؛ البته الگوهای نظری این مباحث قادر هستند مقادیر حقیقی سهام و ارزش بازاری ریسک[1] را بازسازی و تولید نماید. یکی از نتایج فرعی این نظریات این است که سیاست پولی عامل افزایش تغییرپذیری متغیرهای کمّی و قیمت سهام است (پژورلند و لیتیم[2]، ۲۰۰۹).

علاوه‌بر موانع اجرایی سیاست پولی عملیاتی، اظهارات مقامات پولی نیز در واکنش قیمت‌های سهام اثر می‌گذارد و دلیل آن، این است که سیاست پولی قیمت دارایی‌ها و خصوصاً قیمت‌های سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (کرو[3]، ۲۰۱۲: ۱۷۵).

البته نباید این نکته را فراموش کرد که واسطه‌های مالی نیز در انتقال تصمیمات مربوط به سیاست پولی به بخش‌های اقتصاد نقش دارند. این امر خصوصاً بعد از دورهٔ بحران مالی پررنگ شده است. ادبیات نظری بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۷م. بر کانال‌های ریسک‌پذیر انتقال سیاست پولی متمرکز شده‌اند و ادعا می‌کنند که نرخ‌های بهره پایین‌تر، موجب اعطای وام به قرض‌گیرندگان با ریسک بیشتر شده و صرف ریسک را کاهش می‌دهد. این کانال به‌روشنی ارتباط نزدیک متقابل، بین ثبات مالی و پولی را به تصویر می‌کشد (بک و همکاران[4]، ۲۰۱۴: ۲).

---

1. Market price of risk
2. Bjorland and Leiteme
3. Kurov
4. Beck et. Al.

ازلحاظ تجربی بررسی میزان اثربخشی ابزارهای اعمال سیاست پولی به تصمیم‌گیری بهتر بانک مرکزی منجر شده و موجب ایجاد یک بینش درست و مناسب برای تصمیم‌گیرندگان می‌شود.

۳. مطالعات تجربی

عمده‌ترین مطالعاتی که در چندسال اخیر درزمینهٔ بررسی اثرات متغیر در طول زمان متغیرها برروی یک‌دیگر انجام شده است؛ به‌عنوان مثال، می‌توان به مطالعهٔ «گالی» و «گامبتی» (۲۰۱۵)، «کاریانی» و «کیلن» (۲۰۱۹)، «توپارلی» و همکاران (۲۰۱۹) و غیره، بیشتر در قالب روش‌های پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP) و مدل‌های مونت‌کارلو و زنجیرهٔ مارکوف (MCMC) هستند (ناکاجیما و همکاران[1]، ۲۰۱۱). در چنین مدل‌هایی، در طول زمان و در سطوح مختلف مدیریت اقتصاد و ساختارهای نهادی حاکم‌بر اقتصاد کشور، مقدار ضرایب مدل و نحوهٔ تأثیرگذاری آن‌ها می‌تواند تغییر کنند و توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان، برای درک نحوهٔ اثرگذاری متغیرها، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

از طرف دیگر، اکثر مطالعات انجام‌شده در داخل ایران درحوزهٔ شناسایی حباب قیمتی و چگونگی اثرگذاری تصمیم‌گیری‌های سیاستی بر آن فارغ از میزان اهمیت اندازهٔ نسبی جز حبابی صورت‌گرفته است؛ به بیان دیگر، این‌که اندازهٔ نسبی جز حبابی احتمالاً در میزان تأثیرگذاری سیاست اعمال شده می‌تواند مؤثر باشد، کمتر توسط کارشناسان این حوزه و پژوهشگران در زمینهٔ پولی و مالی در داخل کشور موردتوجه و بررسی بوده است. در ادامه به‌صورت خلاصه مروری بر پژوهش‌های داخلی و خارجی انجام‌شده و همچنین نتایج هرکدام از آن‌ها ارائه شده است.

جدول ۲: پیشینهٔ مطالعات صورت‌گرفته در داخل و خارج از ایران

Tab. 2: The background of the studies carried out inside and outside of Iran

نویسنده	مکان، دوره مطالعه و روش	نتایج
اسدی و همکاران (۱۳۹۸)	ایران، ۱۳۷۰- ۱۳۹۵ DSGE	شوک احساسی به‌عنوان اصلی‌ترین منبع ایجاد حباب‌ها و در نتیجه نوسانات قیمت سهام شناخته شده و این شوک منعکس‌کنندهٔ باور خانوارها در خصوص اندازهٔ نسبی جز حبابی است.
زینیوند و همکاران (۱۳۹۷)	ایران، ۱۳۷۰- ۱۳۹۳ SVAR	بالارفتن ۱٪ نرخ بهره در کوتاه مدت، تقریباً ۱/۳٪ حباب قیمت سهام را کاهش داده و افزایش ۱٪ حجم نقدینگی واقعی، باعث افزایش ۳/۵٪ حباب قیمت سهام می‌شود.
حبیبی و همکاران (۱۳۹۶)	ایران، ۱۳۸۷-۱۳۹۳ مدل آماری بیزی	حباب قیمت در شاخص کل بورس اوراق بهادار وجود دارد و احتمال ترکیدگی حباب در این بازار وقتی قیمت سهام خیلی بالا یا خیلی پایین است، افزایش می‌یابد.
جلیلی و همکاران (۱۳۹۶)	ایران، ۱۳۸۴-۱۳۹۱ SVAR	تغییرات سیاست پولی به‌واسطهٔ نقدینگی و تسهیلاتی که به بخش غیردولتی اعطا شده، بر شاخص کل بورس اثرات مثبت و معنی‌داری دارد و ازطرفی تغییر نرخ ارز و نرخ سود حقیقی و در نتیجهٔ تغییرات در سیاست پولی، اثر منفی و هم‌چنین معنی‌دار بر شاخص مذکور برجای می‌گذارد.

[1] Nakajima et al

طاهریان‌فر و مینویی (۱۳۹۵)	ایران، ۱۳۸۳– ۱۳۹۲ VAR و BEEK	در شرایط وجود حباب مالی، خود هم‌بستگی بین بازده‌های سهام معنی‌دار است
پل[1] (۲۰۲۰)	امریکا، ۱۹۸۸– ۲۰۱۷ VARX	قیمت سهام و مسکن به‌دنبال سیاست پولی انقباضی همیشه کاهش می‌یابد. به‌علاوه قیمت سهام و مسکن در واکنش به شوک‌های سیاست پولی تغییرات زمانی قابل‌توجهی نشان می‌دهد. برخلاف قیمت سهام که یک الگوی مشخص در واکنش به اثرات شوک ناشی از سیاست پولی ارائه نمی‌دهد، واکنش قیمت مسکن به‌شدت با سطح قیمت مسکن مطابقت دارد: وقتی قیمت مسکن بالا است، کمتر به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان‌داده و وقتی قیمت‌ها پایین است، بیشتر واکنش نشان می‌دهد.
توپارلی و همکاران[2] (۲۰۱۹)	ترکیه، ۱۹۸۸– ۲۰۱۷ TVPVAR	تغییرات زمانی زیادی در تأثیرگذاری متغیرها روی بازده سهام نشان داده می‌شود. تأثیر شوک‌های قیمت واقعی نفت‌خام در قیاس با نرخ‌های ارز و بهره کمتر است. شوک تولید مطابق انتظار بر بازده سهام اثر مثبتی دارد. به‌علاوه نوسان بازده سهام، با تغییرات نرخ ارز و همچنین نرخ بهره، به‌میزان زیادی توضیح داده می‌شود.
کاریانی و کیلن[3] (۲۰۱۹)	کشورهای OECD، ۱۹۹۰– ۲۰۱۷ TVPVAR	در کوتاه مدت، تأثیر سیاست پولی بر حباب‌ها مثبت است، ولی در بلندمدت اثرات منفی خواهد بود و محققان نتیجه گرفتند که واکنش حباب‌ها به سیاست‌های پولی به شرایط و بستر اقتصادی خاص هر کشور بستگی دارد.
کرسپو کوارسما و همکاران[4] (۲۰۱۸)	امریکا، ۱۹۹۰– ۲۰۱۶ TVP-GVAR	شوک انقباضی سیاست پولی ایالات‌متحده موجب کاهش مداوم جهانی در فعالیت واقعی و کاهش بین‌المللی قیمت مصرف‌کننده و همین‌طور حقوق صاحبان سهام می‌گردد. همچنین ارزش ارزها در برابر دلار آمریکا کاهش می‌یابد. برای چندین متغیر، شواهدی برای تغییرات زمانی قابل‌توجهی پیدا می‌کنیم: تأثیر سرریزهای بین‌المللی قبل از بحران مالی جهانی بر تولید، قیمت سهام و نرخ ارز قوی‌تر بوده است.
گوارین و لویبا لئون[5] (۲۰۱۷)	امریکا، ۱۹۶۰– ۲۰۱۶ TV-FAVAR	شوک پیش‌بینی‌نشده در سیاست پولی، موجب کاهش در بازار سهام در بیشتر صنایع می‌شود. واکنش صنایع به شوک سیاست پولی طی زمان متغیر بوده و در بین صنایع نیز متفاوت است. با بررسی ارتباطات شبکه‌ای در صنایع مشخص شد که ارتباط بیشتر بین صنایع منجر به عکس‌العمل بیشتر آن‌ها به شوک ناشی از سیاست پولی می‌شود.

بررسی جدول بالا که به شکل خلاصه، پژوهش‌های انجام‌شده در داخل و خارج از کشور را عنوان می‌کند، نشان‌دهندهٔ آن است که در پژوهش‌های انجام‌شده در داخل ایران درمورد حباب قیمتی شاخص سهام، تمرکز اساسی بر شناسایی دوره‌هایی بوده که شاخص قیمت با حباب همراه بوده است و درنهایت راه‌هایی برای مقابله با ایجاد حباب یا کاهش اثرات مخرب ناشی از آن ارائه شده است. برخی مطالعات نیز حباب قیمتی را اندازه‌گیری کرده‌اند؛ بنابراین، پژوهش حاضر درصدد است که با به‌کارگیری مدل TVP-VAR و نحوهٔ شناسایی استفاده شده برای جز حبابی که به‌طور مفصل در ادامه تشریح شده است، بررسی کند که آیا واکنش جز حبابی به شوک سیاستی طی زمان تغییر می‌کند یا خیر و آیا اندازهٔ نسبی جز حبابی در طول زمان، در اثرگذاری شوک سیاست انقباضی بر کاهش و یا حذف حباب، تأثیرگذار است یا خیر و با عنایت به کمتر موردتوجه بودن این موضوع، درصدد پر کردن این شکاف است.

[1] Paul
[2] Toparli et al
[3] Caraiani & Calin
[4] Crespo Cuaresma et al
[5] Guerin and Leiva- Leon

٤. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش به‌منظور بررسی اثرات متغیر طی زمان سیاست پولی بر بازار سهام، مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR) مورداستفاده قرار می‌گیرد. در این مدل، ضرایب VAR با گذشت زمان، به‌تدریج تغییر می‌کنند و این الگو یک مدل فضا–حالت است. در مدل‌های متغیر زمانی، متغیرهای وابسته و مستقل تابع زمان هستند و طی زمان تغییر می‌کنند و در نتیجه پارامترهای ثابتی نمی‌توان محاسبه کرد و لازم است تابع‌های واکنش آنی و ضربه‌ای را به‌دست آورد. زمانی‌که در هر دوی ضرایب و در ماتریس واریانس–کوواریانس تغییرات زمانی مطرح باشد، این‌که تغییرات زمانی ساختار خطی از تغییر در اندازهٔ شوک‌ها (کنش)، ناشی شده است یا از تغییرات در سازوکارهای انتشار (واکنش)، توسط داده‌ها تعیین می‌شود (پریمسیری[1]، ۲۰۰۵).

در برخی سری‌های زمانی مربوط به اقتصاد کلان، به‌دلیل دگرگونی شرایط، گاهی شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی مشاهده‌شده است (استوک واتسون[2]، ۲۰۰۸)؛ از این‌رو، مدل TVP-VAR ما را قادر می‌سازد تا ماهیت بالقوه تغییر زمانی ساختار اقتصادی را به شیوه‌ای انعطاف‌پذیر و قوی به‌دست آوریم؛ به‌عبارتی می‌توان گفت که ضرایب متغیر زمانی (TVP) منجر به نتایج دقیق‌تری می‌شوند (دل‌نگرو و اترک[3]، ۲۰۰۸؛ ایکمیر وه مکاران[4]، ۲۰۱۱؛ کروبلیس[5]، ۲۰۱۳). در مدل VAR با پارامترهای متغیر در زمان با نوسانات تصادفی که به‌وسیلهٔ «پریمیسری» (۲۰۰۵) پیشنهاد داده شده است، مدل را می‌توان با استفاده از زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو (MCMC) در فضای استنباط بیزی تخمین زد. جهت معرفی الگوی TVP-VAR، اول یک الگوی VAR ساختاری که به‌صورت زیر نشان داده می‌شود، را درنظر می‌گیریم:

$$Ay_t = Q_1 y_{t-1} + \cdots + Q_p y_{t-p} + u_t, \quad t = p+1, \ldots, T \qquad (۰-۱)$$

که y_t بردار n×1 متغیرهای مشاهده‌شده، A و $Q_1 \ldots Q_p$ ماتریس n×n پارامترها و $u_t \sim (0, \sum_u)$ بردار n×1 شوک‌های ساختاری را نشان‌داده که به‌صورت زیر است:

$$\sum = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \ldots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \ldots & 0 & \sigma_n \end{bmatrix} \qquad (۰-۲)$$

رابطهٔ شبیه‌سازی میان شوک‌های ساختاری به‌صورت بازگشتی است، فرض می‌شود که A ماتریسی پایین مثلثی است و عناصر قطر اصلی یک هستند:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \ldots & 0 \\ \alpha_{2,1} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n,1} & \ldots & \alpha_{n,n-1} & 1 \end{bmatrix} \qquad (۰-۳)$$

در رابطهٔ (۴–۱) امکان تعیین مقداری یکتا برای پارامترهای الگو وجود دارد، علت آن این است که ضرایب الگو مجهول هستند و امکان دارد متغیرها هم زمان بر هم‌دیگر اثر بگذارند (بردین و اوریلی[6]، ۲۰۰۴). در این

---

[1]. Primiceri
[2]. Stock & Watson
[3]. Del Negro & Otrok
[4]. Eickmeier, Lemke & Marcellino
[5]. Korobilis
[6]. Bredin & O'Reilly

پژوهش ماتریس A یک ماتریس ۸×۸ است که ۲۸ مؤلفه اصلی که طی زمان متغیر است، دارد. برای برآورد پارامترها، رابطهٔ (۴-۱)، به‌صورت الگوی VAR تعدیل‌شده، مجدداً تصریح می‌گردد:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + \cdots + B_p y_{t-p} + A^{-1}\sum_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, I_n) \tag{۴-۰}$$

در رابطهٔ (۴-۴)، $B_i = A^{-1}Q_i, i = 1, \ldots, p$ است. همینطور B به صورت یک سطر $B_1, \ldots, B_n$ تعریف شده تا حالت تعدیل‌شده را به شکل زیر بیان کند:

$$y_t = X_t B + A^{-1}\sum_t \varepsilon_t \tag{۵-۰}$$

که در اینجا $X_t = I_n \otimes [1, y'_{t-1}, \ldots, y'_{t-p}]$ و $\otimes$ حاصل‌ضرب کرونـاکر بـوده و همـهٔ پارامترهـا طـی زمان متغیر نیستند.

مطابق مطالعات «پریمیسری» (۲۰۰۵)، «ناکاجیما» و همکارن (۲۰۱۱) و «کوپ» و «گنزالز»[1] (۲۰۰۹) فرض می‌شود همهٔ پارامترهای (B, A$\sum$) طی زمان متغیر هستند، سپس روابـط (۴-۴) و (۴-۵) دوبـاره به‌صـورت زیـر تصریح می‌گردد:

$$y_t = B_{1t} y_{t-1} + \cdots + B_{pt} y_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Phi_t) \tag{۶-۰}$$

$$y_t = X_t B + e_t, t = p+1, \ldots, n \tag{۷-۰}$$

که در آن y_t بردار k×1 متغیرهای مشاهده‌شده و $B_{1t}, \ldots, B_{pt}$ بردار k×k ضرایب متغیر طی زمان اسـت. Φ_t ماتریس کوواریانس با ابعاد k×k و متغیر طی زمان است؛ هم‌چنین Φ_t برابر با $\Phi_t = A_t^{-1}\sum_t \sum'_t A_t^{-1}$ است که A_t ماتریسی پایین مثلثی شامل عناصر قطری یک و $\sum_t$ نیز یک ماتریس قطری است که شامل انحـراف معیـار شوک‌های ساختاری است. X_t نیز به‌صورت قبل تعریف می‌شود.

همهٔ پارامترها طی زمان متغیر نیستند. B_t بردار سطری بـه شـکل $B_{1t}, \ldots, B_{pt}$، a_t نیـز بـرداری سـطری شـامل عناصـر مـاتریس A_t اسـت. عناصـر بـردار $x_t = (x_{1t}, \ldots, x_{nt})$ بـه صـورت $x_{ji} = log\sigma_{ji}, (j = 1, \ldots, n)$ تعریف می‌گردد. فرض‌بر این است که پارامترهایی که طی زمان متغیرند از فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند (ناکاجیما و همکاران، ۲۰۱۱؛ پریمیسری، ۲۰۰۵):

$$\begin{aligned} B_t &= B_{t-1} + v_t \\ a_t &= a_{t-1} + \xi_t \\ x_t &= x_{t-1} + \eta_t \\ \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \xi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} &\sim N\left(0, \begin{pmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sum_B & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sum_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sum_x \end{pmatrix}\right) \end{aligned} \tag{۸-۰}$$

در اینجا t = p+1,…,n است؛ همین‌طور $e_t = A_t^{-1}\sum_t \varepsilon_t$ است و زمانی‌که $\sum_B$، $\sum_a$ و $\sum_x$ ماتریس‌هـای معین مثبت باشند، I_n ماتریسی واحد با n عنصر است. ماتریس $\sum_a$ و $\sum_x$ فرض می‌شود که قطـری هسـتند. در این ماتریس‌ها، شوک‌ها میان پارامترهای متغیر طی زمان ناهم‌بسته هستند. واضح است که بیان روابط (۴- ۷) و (۴- ۸) به فرم فضا–حالت است. الگوهای فضا–حالت دو معادله را شامل می‌شوند: معادلهٔ حالت، یعنی رابطـه (۴-

[1]. Koop & Leon-Gonzalez

۸) که بعضی مواقع به آن معادلهٔ انتقال نیز گفته می‌شود و دیگری معادلهٔ اندازه‌گیری. این معادله ارتباط میان متغیرهای قابل مشاهده (داده‌ها) و متغیرهای غیرقابل مشاهده و حالت پویای مربوط به متغیرهای حالت را توصیف می‌کند. براساس مطالعهٔ ناکاجیما و همکاران (۲۰۱۱)، فرض می‌شود که حالت مربوط به پارامترهای متغیر زمانی برابر با $B_{p+1}\sim N(v_{\beta 0},\sum_{\beta 0})$، $a_{p+1}\sim N(v_{a0},\sum_{a0})$ و $x_{p+1}\sim N(v_{x0},\sum_{x0})$ است.

با توجه به این‌که جهت بررسی موضوع موردنظر در این پژوهش، نیاز به شناسایی شوک سیاست پولی داریم؛ در ادامه، برای تعیین متغیرها و مشخص کردن چگونگی اعمال شوک سیاست پولی، با به‌کارگیری رویکرد مطرح شده در مطالعهٔ «کریستیانو» و همکاران[1] (۲۰۰۵)، فرض‌بر این است که رشد پول تا اندازه‌ای است که رابطهٔ (۴-۹) برقرار باشد:

$$R_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t \qquad (۴-۹)$$

که در آن R_t نرخ بهره، Ω_t مجموعه اطلاعاتی و ε_t شوک سیاست پولی درنظر گرفته می‌شود. فرض مبنا به این‌صورت است که Ω_t و ε_t عمود[2]هستند. اجزای Ω_t و هم‌چنین متغیرهایی مشمول در مجموعه اطلاعات در ادامه معرفی شده‌اند.

فرض می‌شود که y_t نشانگر مجموعه‌ای از متغیرها است که به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = [y_{1t}, R_t, y_{2t}]' \qquad (۴-۱۰)$$

که در رابطهٔ قبل y_{1t} متغیرهایی را که مقادیر زمان t آن‌ها در مجموعهٔ Ω_t وارد شده، شامل می‌شود و فرض می‌شود که در همان دوره این متغیرها به شوک سیاست پولی عکس‌العمل نشان نمی‌دهند (به‌بیان دیگر واکنش معاصری از سوی این متغیرها وجود نخواهد داشت). این بردار می‌تواند شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی(GDP)، تعدیل‌کنندهٔ تولید ناخالص داخلی (GDP Deflator)، مصرف واقعی، دستمزدهای واقعی، سرمایه‌گذاری واقعی و بهره‌وری نیروی کار باشد و علاوه‌بر این بردار y_{2t} سایر متغیرهای مجموعه Ω_t را شامل می‌شود؛ متغیرهای بردار مذکور می‌تواند سود واقعی و همین‌طور نرخ رشد نقدینگی را شامل شود. نکتهٔ مهم درخصوص مجموعهٔ اطلاعات Ω_t این است که مجموعهٔ اطلاعاتی مذکور در زمان t مقادیر زمان حال و مقادیر با وقفهٔ متغیرهای y_{1t} و مقادیر زمان گذشته متغیرهای y_{2t} را شامل می‌شود (ترتیب درنظر گرفتن متغیرها اهمیتی ندارد).

پس از آن یک مدل VAR که همهٔ متغیرهای مذکور را شامل شود، برآورد می‌گردد و اجزای خطای این برآورد، نشانگر ε_t بوده و واریانس آن‌ها با روش حداقل مربعات استاندارد به‌دست آمده و در آخر از برآوردها استفاده شده و برای شرایط اولیه مقدار صفر درنظر گرفته می‌شود و مسیر پویای y_t در پاسخ به شوک وارد شده که به اندازهٔ یک انحراف استاندارد ε_t، است، به‌دست می‌آید[3] (کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵).

متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش عبارتند از: y_t، p_t، p_t^c، i_t، q_t، p_o، p_e و d_t که به‌ترتیب نماد لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP)، لگاریتم شاخص تعدیل‌کنندهٔ GDP، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده،

---

1. Christiano et. al.
2. orthogonal

۳. برای مطالعه بیشتر به: کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵ مراجعه شود.

نرخ بهره، لگاریتم شاخص قیمت واقعی بازار سهام، قیمت نفت، قیمت دلار و لگاریتم سود نقدی تقسیمی واقعی سهام هستند. داده‌های فصلی مربوط به این متغیرها از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، گزارش‌های آماری ماهانهٔ بورس اوراق بهادار و پایگاه داده اوپک طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۲:۱ تا ۱۳۹۸:۳ استخراج شده است. بردار x_t را به‌صورت $x_t = [\Delta y_t, \Delta d_t, \Delta p_t, \Delta p_o, \Delta p_e, \Delta p_t^c, i_t, \Delta q_t]'$ تعریف کرده که از رابطهٔ (۲-۶) تبعیت می‌کند. نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر برای متغیرهای پژوهش در جدولی که در ادامه ارائه شده، نشان داده شده است.

جدول ۳: آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر متغیرهای پژوهش
Tab. 3: Dickey Fuller unit root test of research variables

نام متغیر	آزمون دیکی فولر (سطح)		آزمون دیکی فولر (تفاضل مرتبه اول)		سطح معناداری		
	آمارهٔ آزمون	Probe	آمارهٔ آزمون	Probe	٪ ۱	٪ ۵	٪ ۱۰
$D(y_t)$	-۲/۰۱۱۹	۰/۵۸۳۳	-۷/۱۱۸۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(p_t)$	-۲/۳۰۶۶	۰/۴۲۳۶	-۴/۳۳۰۳	۰/۰۰۱۰	-۳/۵۵۲۶	-۲/۹۱۴۵	-۲/۵۹۵۰
$D(q_t)$	-۱/۳۲۶۵	۰/۸۷۲۰	-۷/۰۶۹۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(p_t^c)$	-۲/۲۶۹۴	۰/۴۴۳۶	-۲/۹۵۹۶	۰/۰۴۴۵	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(d_t)$	-۱/۳۰۲۰	۰/۸۷۸۱	-۱۵/۹۸۸	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۴۲۰	-۲/۹۱۰۰	-۲/۵۹۲۶
$D(i_t)$	-۱/۴۳۶۲	۰/۸۴۱۱	-۸/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۳۳۲	-۲/۹۰۶۲	-۲/۵۹۰۶
$D(p_o)$	-۲/۳۳۵۶	۰/۴۰۹۲	-۶/۲۷۷۵	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۳۶۵	-۲/۹۰۷۶	-۲/۵۹۱۳
$D(p_e)$	-۴/۵۸۵۹	۰/۹۷۶۵	-۶/۱۷۲۱	۰/۰۰۰۰	-۳/۵۳۴۸	-۲/۹۰۶۹	-۲/۵۹۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

باتوجه به این‌که قدرمطلق آمارهٔ آزمون در سطح برای هیچ‌کدام از متغیرها بیشتر از قدرمطلق مقادیر برای سطوح مختلف معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ نیست و هم‌چنین احتمال نظیر آن‌ها از ۰/۰۵ بالاتر است؛ فرضیهٔ صفر، یعنی وجود ریشهٔ واحد را نمی‌توان رد کرد و در نتیجه همهٔ متغیرها ریشهٔ واحد داشته و نامانا هستند. اما نتایج آزمون ریشهٔ واحد برای حالت تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها نشانگر این است که چون آمارهٔ آزمون برای کلیهٔ متغیرها بیشتر از قدرمطلق مقادیر مطرح برای سطوح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است و هم‌چنین احتمال آن‌ها از ۰/۰۵ کمتر است؛ فرضیهٔ صفر درخصوص وجود ریشهٔ واحد پذیرفته نشده و در نتیجه متغیرهای مذکور مانا هستند.

درمورد روش شناسایی جز بنیادی قیمت سهام و جز حبابی آن و هم‌چنین نحوهٔ عکس‌العمل آن‌ها به شوک ناشی از سیاست پولی به‌دنبال مطالعهٔ «گالی» و «گامبتی» (۲۰۱۵)، الگوی تعادل جزئی قیمت‌گذاری دارایی مورداستفاده قرار گرفته است. فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران اقتصادی ریسک خنثی و نرخ بهرهٔ بدون ریسک حقیقی R_t، برون‌زا است. به‌علاوه قیمت دارایی (سهام) در دورهٔ t با Q_t و جریان سود نقدی تقسیمی آن با $\{D_t\}$ در معادله نشان داده شود. فرض می‌شود که Q_t دو جز بنیادی، Q_t^F و جز حبابی Q_t^B را شامل شده و داریم:

$$Q_t = Q_t^F + Q_t^B \qquad (۰-۱۱)$$

جز بنیادی قیمت سهام به شکل ارزش حال حاصل از سود تقسیمی بیان شده و داریم:

$$Q_t^F \equiv E_t\{\sum_{k=1}^{\infty}(\prod_{j=0}^{k-1}({}^{1}/_{R_{t+j}}))D_{t+k}\} \qquad (۰-۱۲)$$

حالت لگاریتم خطی معادلهٔ بالا به شکل زیر است (حروف کوچک لگاریتم متغیرهای اصلی را نشان می‌دهد)[۱]:

$$q_t^F = const + \sum_{k=0}^{\infty}\Lambda^k[(1-\Lambda)E_t\{d_{t+k+1}\} - E_t\{r_{t+k}\}] \qquad (۰-۱۳)$$

در رابطهٔ قبل ${}^{\Gamma}/_{R} < 1 \equiv \Lambda$ بوده و Γ نماد نرخ رشد مربوط به سود تقسیمی و R نماد نرخ بهره مربوط به مسیر رشد متوازن هستند.

از واکنش پویای اجزای قیمت به شوک برون‌زا که با ε_t^m نشان داده شده است، برای نشان‌دادن نحوهٔ تحت‌تأثیر قراردادن قیمت حبابی توسط تغییرات نرخ بهره، استفاده می‌گردد؛ از این‌رو داریم:

$$\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} = (1-\gamma_{t-1})\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} + \gamma_{t-1}\frac{\partial q_{t+k}^B}{\partial \varepsilon_t^m} \qquad (۰-۱۴)$$

که $\gamma_t = \frac{Q_t^B}{Q_t}$ بوده و بیان‌کنندهٔ سهم جز حبابی در قیمت در زمان t است. با عنایت به رابطهٔ (۴-۱۰) برای واکنش جز بنیادی قیمت به شوک سیاستی داریم:

$$\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} = \sum_{j=0}^{\infty}\Lambda^j((1-\Lambda)\frac{\partial d_{t+k+j+1}}{\partial \varepsilon_t^m} - \frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^m}) \qquad (۰-۱۵)$$

ادبیات اقتصادی و همچنین دیدگاه متعارف همواره مطرح می‌شود که اجرای سیاست پولی انقباضی با بالارفتن نرخ بهره حقیقی و کاهش سود تقسیمی همراه خواهد بود، یعنی 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 در نتیجه انتظار داریم که جز بنیادی قیمت به‌دنبال این شوک، کاهش یابد؛ به‌عبارتی برای k=0,1,.. داریم $\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} < 0$.

اعتقاد دیدگاه متعارف این است که تأثیر شوک سیاست پولی بر قیمت دارایی باید حتماً منفی باشد (بدون لحاظ کردن اندازهٔ جز حبابی)؛ به‌عبارتی برای k=0,1,.. داریم $\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} < 0$.

در نظریهٔ حباب قیمتی عقلایی در دارایی که توسط گالی (۲۰۱۴) مطرح شده است، عکس‌العمل جز حبابی قیمت به شوک سیاست پولی معین نیست و در نقطهٔ تعادلی که انتظارات عقلایی باشد، رابطهٔ زیر را داریم:

$$Q_t R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_{t+1}\} \qquad (۰-۱۶)$$

به‌همین ترتیب برای جز بنیادی قیمت در رابطهٔ (۴-۱۰) داریم:

$$Q_t^F R_t = E_t\{D_{t+1} + Q_{t+1}^F\} \qquad (۰-۱۷)$$

---

[۱]. برای مطالعهٔ بیشتر در مورد نحوهٔ استخراج به: Cochrane, 2001: 395 مراجعه شود.

با عنایت به روابط (۴-۹)، (۴-۱۴) و (۴-۱۵)، برای جز حبابی قیمت رابطهٔ زیر باید برقرار باشد:

$$Q_t^B R_t = E_t\{Q_{t+1}^B\} \qquad (۴-۱۸)$$

و در فرم لگاریتم خطی خواهیم داشت:

$$E_t\{\Delta q_{t+1}^B\} = r_t \qquad (۴-۱۹)$$

با عنایت به روابط قبل مشخص است که با فرض این‌که سرمایه‌گذاران ریسک خنثی باشند، رشد انتظاری جز حبابی با هر افزایشی در نرخ بهره، افزایش می‌یابد. مضاف بر این هر عاملی که باعث عکس‌العمل مثبت نرخ بهره به اندازهٔ جز حبابی گردد، این موضوع را تقویت نموده و درنتیجه این دیدگاه جدید، نتایج دیدگاه متعارف را با چالش روبه‌رو می‌کند.

ازآنجاکه مدل VAR خطی یک الگوی رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR) است، با روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، می‌توان آن را به‌صورت واقعی، معادله به معادله تخمین زد. استنباط در TVP-VAR، با توجه به غیرخطی مدل و این‌که علت آن تغییرات زمانی در ضرایب و ماتریس کوواریانس اجزای خطاست، تاحدی پیچیده‌تر است. رویکردی استاندارد برای استنباط در الگوهای TVP-VAR، استنباط بیزی با استفاده از نمونه‌گیری گیبس بوده که مزیت این روش نسبت به دیگر روش‌های این است که امکان استفاده از الگوریتم‌های محاسباتی قدرتمندی که با مسأله تغییر زمانی سازگار هستند را به پژوهشگران می‌دهد. مضاف‌بر این، در چارچوب بیزی، استفاده از اطلاعات گذشته به پژوهشگران کمک کرده تا رفتار الگو را نظم دهند، و این موضوع بسیار با اهمیت است.

استنباط‌های معمول و استنتاج بیزی، در اصل رویکردهایی مختلف برای تشریح و ارزیابی کردن داده‌ها و الگوهای تجربی است. شروع استنتاج بیزی با فروضی درمورد توزیع پیشین پارامترهای الگو است. به روز رسانی این توزیع پیشین به‌وسیلهٔ اطلاعات موجود در داده‌ها، که از یک تابع راستنمایی به‌دست می‌آید، انجام می‌شود. توزیع پسین ناشی از فرآیند به‌روزرسانی، در برآورد موردتوجه است. درنهایت برآوردگرها با یک رویکرد بیزی، به‌وسیلهٔ آماره‌هایی از توزیع هم‌چون مد یا میانگین تعریف می‌گردند.

در نظریهٔ آمار بیز و هم‌چنین استنباط بیزی، نمونه‌گیری گیبس، یک مورد از تکنیک‌های نمونه‌گیری برای استنباط درمورد پارامتر مجهول در جامعه است. اگر به‌راحتی امکان نمونه‌گیری از یک توزیع وجود نداشته باشد، با نمونه‌گیری گیبس و با دنباله‌ای از نمونه‌ها برمبنای توزیع پیشین مربوط به پارامتر جامعه، می‌توان از توزیع پسین، نمونه‌گیری را انجام داد. برای انجام این‌کار، از توزیع حاشیه‌ای[1] و توزیع شرطی[2] به‌جای توزیع توام[3] به‌منظور تولید داده استفاده می‌شود؛ زیرا نمونه‌گیری از آن‌ها و درنتیجه برآورد پارامتر مجهول جامعه ساده‌تر است.

نمونه‌گیری گیبس یک حالت خاص از الگوریتم متروپولیس- هستینگز[4] است. از مهم‌ترین کاربردهای روش نمونه‌گیری گیبس، تهیهٔ داده و همین‌طور نمونه از یک توزیع پیچیدهٔ چند متغیره و دارای شکلی نامشخص،

---

1. Marginal Distribution
2. Conditional Distribution
3. Joint Distribution
4. Metropolis-Hastings Algorithm

برمبنای توزیع شرطی و هم‌چنین توزیع حاشیه‌ای است. فرض می‌شود که توزیع‌های حاشیه‌ای و توزیع شرطی مشخص هستند و نمونه‌گیری از آن‌ها ساده‌تر از نمونه‌گیری از توزیع توأم است؛ به‌عبارتی روش‌های مذکور مبتنی‌بر این ایده هستند که هنگامی‌که نمونهٔ بزرگی از تراکم شناخته‌شده وجود دارد، با قوانین اعداد بزرگ، گشتاورهای نمونه، تخمین خوبی از گشتاورهای جامعه ارائه می‌دهد. با در دسترس بودن نمونهٔ تولیدشده، امکان استفاده از گشتاور نمونه‌ای جهت توصیف توزیع پسین وجود دارد.

در نمونه‌گیری گیبس ایدهٔ اصلی تقسیم پارامترهای Θ یک الگوی مشخص، به b بلوک به‌صورت $\Theta^1, \Theta^2, \dots, \Theta^b$ است. هدف نمونه‌گیری گیبس این است که نمونه‌ای از $p(\Theta|y^T)$ با استفاده از نمونه‌گیری تکراری از $p(\Theta^j|y^T, \Theta^{-j}), \forall j = 1, \dots, b$ تولید کند که Θ^{-j} نشان‌گر کل بردار متغیرها به غیر از بلوک j ام است. یکی از مفروضات این روش این است که ساختاربندی توزیع‌های شرطی براساس شرایط یکسان توسط توزیع توأم است. این‌کار مسأله تحلیلی بزرگ را به مشکلات تحلیلی کوچک‌تر تقسیم می‌کند؛ به‌عبارتی توزیع‌های شرطی $p(\Theta^j|y^T, \Theta^{-j})$ را به‌جای توزیع کلی توصیف می‌کند. درخصوص الگوهای TVP-VAR، طرح‌های بلوک‌بندی توسط «کوگی» و «سارجنت»[1] (۲۰۰۲)، «پریمیسری» (۲۰۰۵) و «دل‌نگرو» و «پریمیسری»[2] (۲۰۱۵) مطرح شده‌اند.

چالشی که الگوی TVP-VAR با آن روبه‌رو است مشخص نبودن پارامترهای موردنظر است، پارامترها فرایندهایی سری زمانی بوده که از قبل غیرقابل‌مشاهده هستند. در شرایطی که بتوان الگو را به‌صورت فضا–حالت بیان کرد، رویکرد اساسی در مواجهه با مؤلفه‌هایی که قابل مشاهده نیستند، به‌کارگیری «فیلتر کالمن»[3] است (لوبیک و متس، ۲۰۱۵).

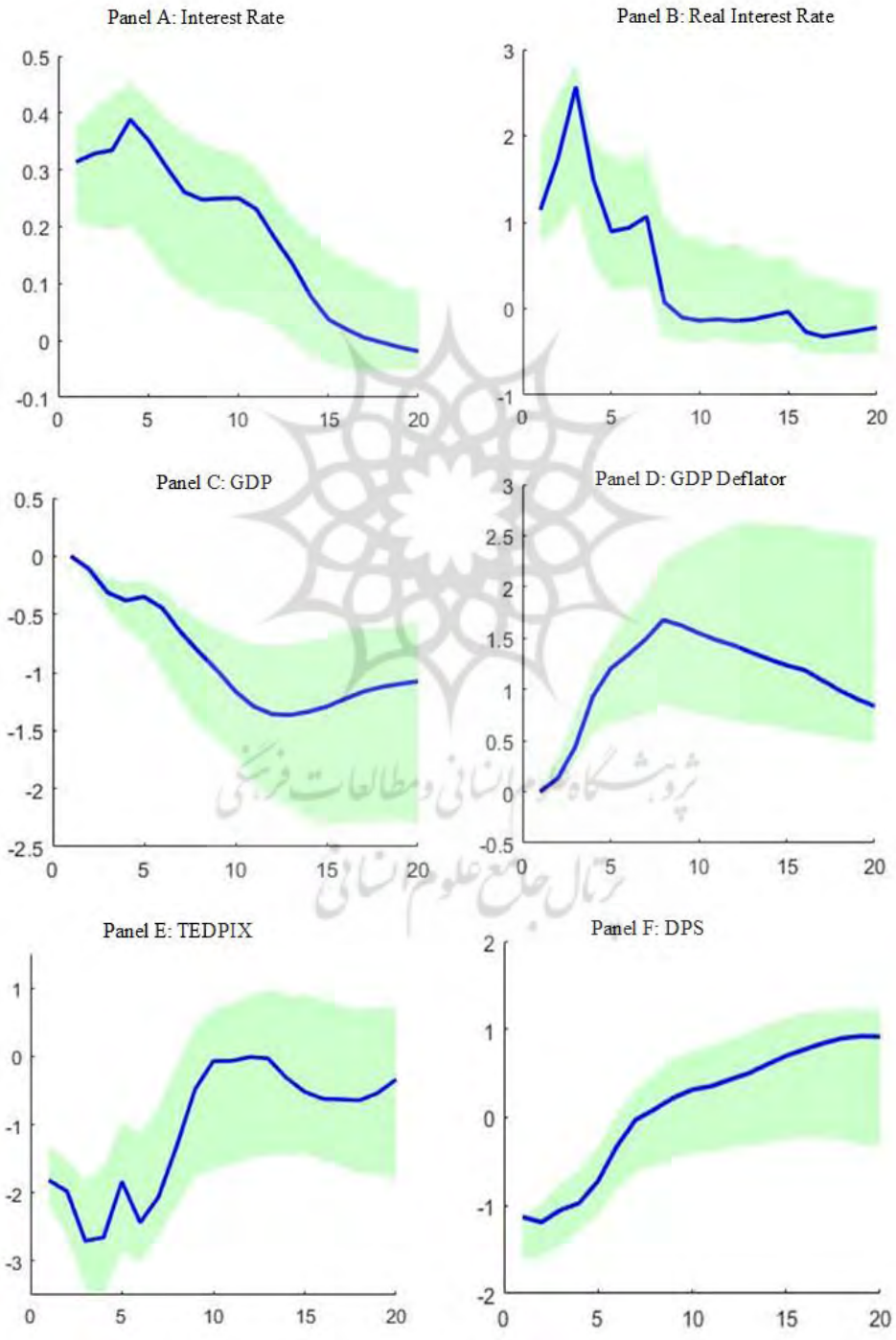
فیلتر کالمن به مدل‌ساز این امکان ساختاربندی توالی توزیع نرمال برای $x_t|y^t$، یعنی توزیع حالت غیرقابل‌مشاهدهٔ x در زمان t، مشروط بر مشاهدات y^t (کل نمونه تا نقطهٔ t) را می‌دهد. واضح است که بلوک‌های گوناگون نمونه‌گیر گیبس برای الگوی TVP-VAR به‌صورت سیستم‌های فضا–حالت نرمال خطی مطرح می‌شوند. یکی از چالش‌های پیش‌رو این است که بلوک‌های پارامترهای TVP-VAR با ساختار فضا–حالت نرمال تناسب داشته باشد. در نتیجه حالت غیرخطی الگوی TVP-VAR امکان تقسیم به قسمت‌هایی که به‌صورت مشروط خطی هستند را دارد و می‌توان از آن‌ها به آسانی نمونه‌گیری کرد. تا وقتی‌که هر یک از بلوک‌ها ساختاری قابل‌کنترل و مشروط به دیگر پارامترها باشد، نمونه‌گیر گیبس بر مشکلات غیرخطی شدید، فائق می‌آید (لوبیک و متس، ۲۰۱۵). جهت مطالعهٔ بیشتر درمورد چگونگی عملکرد فیلتر کالمن و هم‌چنین نمونه‌گیری گیبس و همین‌طور برآورد و استنباط مدل بیزینی به: لوبیک و متس، ۲۰۱۵؛ رابرت و کاسلا[4]، ۲۰۰۴؛ کوپ و کروبلیس[5]، ۲۰۱۰، مراجعه گردد.

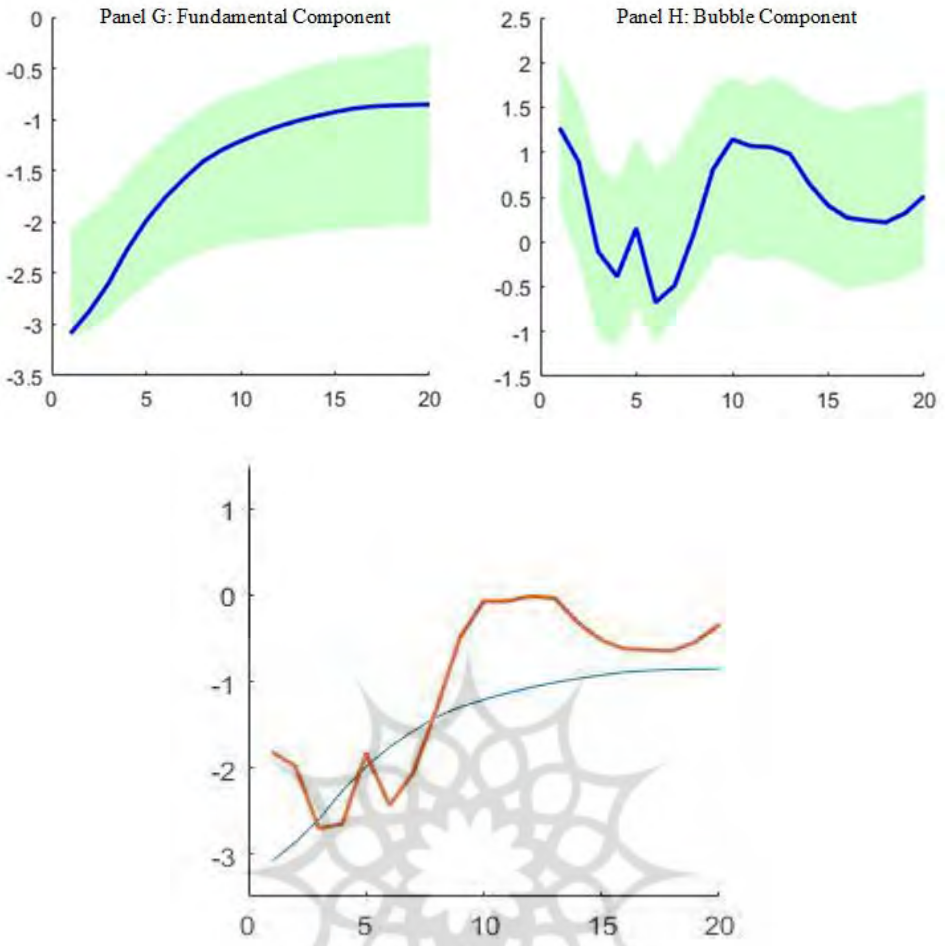
---

1. Cogley and Sargent
2. Del Negro and Primiceri
3. Kalman
4. Robert & Casella
5. Koop & Korobilis

۵. نتایج

در این بخش الگوی خودرگرسیون برداری با ضرایب ثابت درنظر گرفته‌شده و به‌دنبال اعمال شوک سیاست پولی انقباضی، شوکی به اندازهٔ یک انحراف معیار به نرخ بهره وارد شده و واکنش متغیرهای پژوهش به شوک انقباضی سیاست پولی براساس توابع کنش و واکنش نشان داده شده است که در ادامه نمودارهای مربوطه نشان داده شده و در آخر، به‌صورت خلاصه به بررسی هر یک از آن‌ها پرداخته می‌شود.





نمودار ۱-۰: واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی (الگوی VAR با ضرایب ثابت).

Graph. 1: The response of variables to monetary policy shock (VAR model with constant coefficients)

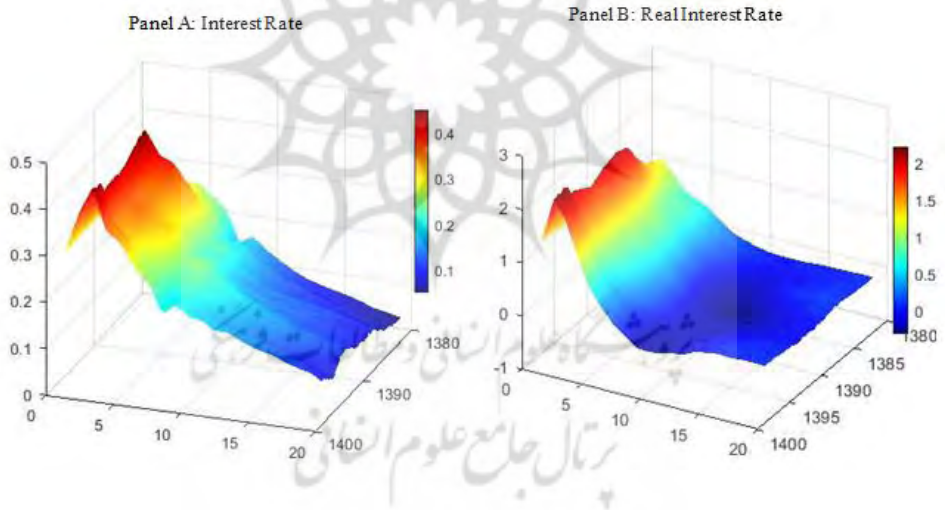
با توجه به نمودارهای ارائه شده در Panel A و Panel B، با اعمال شوک انقباضی سیاست پولی، افزایش نرخ بهرهٔ اسمی و واقعی در ابتدا اتفاق افتاده و سپس کاهش‌یافته تا به صفر نزدیک شده است. علاوه‌بر این در Panel C و Panel D می‌توان دید که در پاسخ به شوک سیاستی، تولید ناخالص داخلی کاهش‌می‌یابد که این واکنش با ادبیات موجود مطابقت دارد و توجیه‌پذیر است؛ چراکه افزایش در نرخ بهرهٔ حقیقی، بیشتر شدن هزینه سرمایه را به‌دنبال داشته و از این کانال موجب کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تقاضای کل و ستانده (محصول) نیز می‌گردد؛ از طرف دیگر، نرخ بهرهٔ اسمی، تصمیمات مصرف و تجارت را نیز تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و از آنجا که نرخ بهره یکی از ابزارهای کنترل مورداستفاده برای بانک مرکزی در شرایط وجود تورم است، با کاهش نرخ بهره، تعدیل‌کنندهٔ تولید ناخالص داخلی افزایش‌یافته و پس از چند دوره کاهش پیدا می‌کند. در ادامه Panel E و Panel F نحوهٔ پاسخ شاخص قیمت سهام و سود سهام تقسیمی را به شوک سیاست پولی به نمایش گذاشته شده است. پاسخ شاخص قیمت سهام به شوک سیاسی به این‌صورت است که در ابتدا کاهش‌یافته و بعد از چند دوره دوباره افزایش می‌یابد و سود سهام تقسیمی در پاسخ به این سیاست افزایش

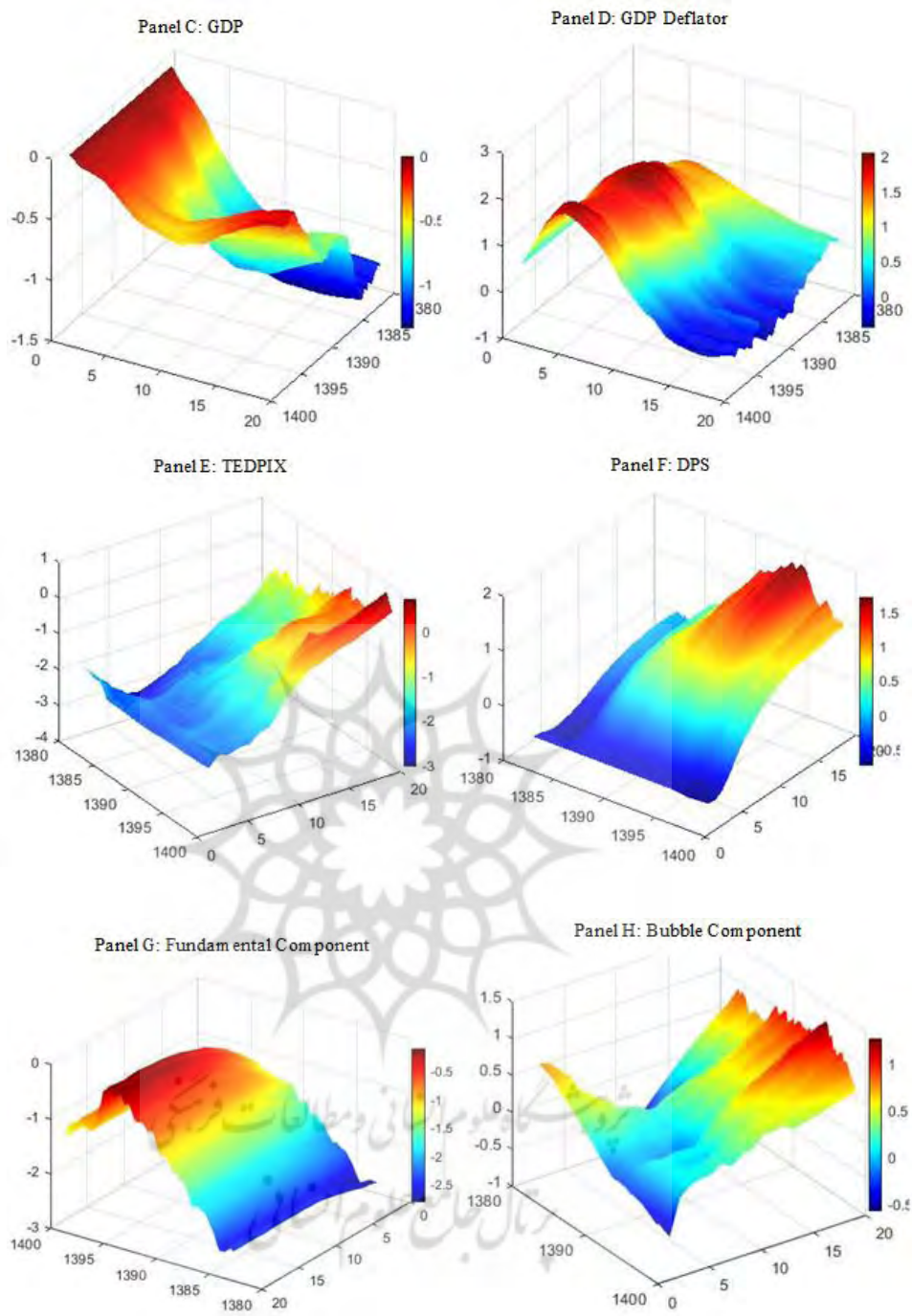
می‌یابد. دلیل این امر، این است که هنگامی‌که نرخ بهره افزایش پیدا می‌کند، هزینهٔ وام‌گرفتن و تأمین مالی شرکت‌ها و مؤسسات افزایش پیدا می‌کند و ازطرفی این افزایش بر درآمد قابل‌تصرف مصرف‌کنندگان و مصرف آن‌ها تأثیر منفی دارد و ازاین‌رو شاهدیم که شاخص قیمت سهام عکس‌العمل منفی به افزایش نرخ بهره دارد. در Panel G عکس‌العمل جز بنیادی شاخص قیمت سهام به شوک انقباضی سیاست پولی به تصویر کشیده شده است؛ این جز به‌صورت رابطهٔ ۴-۱۰ تعریف می‌شود و از این‌رو 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. در Panel H و Panel I تأثیر شوک سیاست پولی بر جز حبابی قیمت سهام نشان داده شده است. با استفاده از رابطهٔ ۴-۱۲ داریم؛

$$\frac{\partial(q_{t+k}-q^{F}_{t+k})}{\partial \varepsilon^{m}_{t}}=\gamma_{t-1}\left(\frac{\partial q^{B}_{t+k}}{\partial \varepsilon^{m}_{t}}-\frac{\partial q^{F}_{t+k}}{\partial \varepsilon^{m}_{t}}\right) \qquad (۴-۱۰)$$

با توجه به نمودارها مقدار $q_{t+k}-q^{F}_{t+k}$ مثبت است و جز حبابی قیمت در ابتدا کاهش پیدا کرده، اما پس از چند دوره دوباره افزایش می‌یابد؛ به‌عبارتی این مسأله نشان‌دهندهٔ وجود جز حبابی و تفاوت میان عکس‌العمل جز حبابی و جزء بنیادی به شوک ناشی از سیاست پولی است.

در ادامه، نتایج حاصل از مدل TVP-VAR در نمودار ۵-۲ ارائه شده است.





نمودار ۲-۰: واکنش متغیرها به شوک سیاست پولی (الگوی VAR با ضرایب متغیرطی زمان).

Graph. 2: The response of variables to monetary policy shock (TVP-VAR model)

در نمودار ۵-۲، پاسخ متغیرهای پژوهش به شوک سیاستی به‌وسیلهٔ مدل TVP-VAR نشان داده شده است که شاهد آن هستیم که نرخ بهرهٔ اسمی و واقعی، تغییرات قابل‌توجهی طی زمان نشان نمی‌دهند و هـر دو از اول روندی افزایشی داشته، ولی بعد از چند دوره کاهش‌یافته و به صفر نزدیک می‌شود. در ارتبـاط بـا GDP، مجـدداً به‌همان دلایلی که در تفسیر توابع در شکل (۵-۱) گفته شد، که در آن افزایش یافتن نرخ بهره حقیقی، که هم از

کانال افزایش هزینهٔ سرمایه موجب کاهش سرمایه‌گذاری و تقاضای کل و ستانده می‌شود و هم ازطریق تأثیر بر تصمیمات مربوط به مصرف و تجارت، کاهش ستانده را به‌دنبال دارد، این مسأله قابل مشاهده است که وقتی شوک سیاستی اعمال می‌گردد، نحوهٔ واکنش این متغیر به شوک سیاستی طی سال‌های مورد بررسی تقریباً روند مشابهی نداشته است و همان‌طورکه قابل‌مشاهده است، روند کاهشی در سال‌های انتهایی نسبت به سال‌های ابتدایی کمتر بوده و در سال‌های انتهایی، پس از چند دوره کاهش، روند افزایشی آغاز شده و درنهایت به صفر نزدیک‌تر شده است. پاسخ GDP Deflator به شوک اعمال شده، تاحدودی طی زمان تغییر کرده است. پاسخ اولیه به شوک سیاستی به‌صورت روندی کاهشی است، اما بعد از آن افزایشی بوده است؛ البته شاهدیم که در بعضی از سال‌ها پس از چند دوره افزایش دوباره کاهش یافته است. نحوهٔ واکنش تعدیل‌کنندهٔ GDP به شوک سیاستی با توجه به رفتار نرخ بهره طی سال‌های مختلف تاحدی قابل‌توجیه است. همان‌طورکه قبلاً گفته شد، نرخ بهره بر انتظارات تورمی تأثیر می‌گذارد و می‌توان گفت که در سال‌هایی که تغییرات شدیدتری در نرخ بهره اتفاق افتاده، واکنش GDP Deflator هم شدیدتر بوده و برعکس. در Panel F، واکنش پویای سود تقسیمی به شوک سیاست پولی نشان داده شده است. همان‌طورکه از نمودار مشخص است، این واکنش طی سال‌های مورد بررسی تغییر خاصی نداشته است و روند آن در همهٔ سال‌ها مشابه بوده است؛ به‌عبارتی وقتی شوک سیاستی اعمال شده است، سود تقسیمی از همان ابتدا روندی صعودی را نشان داده است.

در Panel E نمودار، نحوهٔ واکنش قیمت سهام به شوک سیاستی به‌نمایش گذاشته شده است؛ می‌توان مشاهده کرد که واکنش قیمت سهام طی سال‌های مورد بررسی کم و بیش مشابه بوده است؛ به‌عبارتی قیمت سهام در واکنش به شوک سیاستی ابتدا یک روند نزولی از خود نشان داده و کاهش پیدا کرده است، ولی پس‌از آن یک روند صعودی را شروع کرده و درنهایت به نزدیکی صفر رسیده است؛ اما هرچه به سال‌های انتهایی نمونه نزدیک می‌شویم، مشخص است که کاهش اولیه کمتر و ازطرفی روند صعودی با سرعت بیشتری اتفاق افتاده است و افزایش به‌گونه‌ای است که حتی به رقمی بیشتر از صفر رسیده است. در ارتباط با واکنش پویای جز بنیادی قیمت سهام به شوک انقباضی سیاست پولی، همان‌طورکه در Panel G نمودار، نشان داده شده است، می‌توان روند کم و بیش مشابهی را دید و بررسی نمودار بیان‌کنندهٔ این است که هنگامی‌که سیاست پولی انقباضی اعمال می‌شود، جز بنیادی قیمت سهام در ابتدا واکنش منفی داشته و در کل روند یکنواختی داشته است و واکنش متغیر در سال‌های انتهایی کمتر بوده است. در Panel H نمودار، شاهد چگونگی واکنش پویای جز حبابی قیمت سهام به شوک انقباضی سیاست پولی هستیم. بررسی نمودار بیانگر این است که در همهٔ سال‌ها به جز سال‌های آخر، جز حبابی قیمت سهام به‌دنبال اعمال شوک انقباضی سیاست پولی، در ابتدا یک روند نزولی داشته و پس‌از آن، روند صعودی شده است؛ هرچند که میزان کاهش اولیهٔ آن، طی سال‌ها متفاوت بوده است، اما در سال‌های ابتدایی مقدار کاهش بیشتر بوده است. در سال‌های انتهایی، مشاهده می‌کنیم که وقتی سیاست پولی انقباضی اعمال می‌شود، جز حبابی قیمت سهام از همان ابتدا روندی افزایشی داشته و درواقع بیان‌کنندهٔ این موضوع است که اولاً پاسخ جز حبابی قیمت به شوک سیاستی طی زمان تغییر کرده و لازم است که در برنامه‌ریزی‌ها و اجرای سیاست‌ها به آن توجه بیشتری بشود و ثانیاً نتایج دیدگاه متعارف با نتایج حاصل از این پژوهش مغایرت دارد.

٦. نتیجه‌گیری

وقوع حباب در بازارهای گوناگون به خصوص بازارهای مالی یکی از مباحث مهم در ادبیات اقتصادی است که نظر به اهمیت آن دیدگاه‌های متفاوتی در ارتباط با نحوه واکنش به این پدیده، مطرح شده است. یکی از آن‌ها، دیدگاه متعارف است که بیان می‌کند با اعمال سیاست پولی انقباضی، می‌توان از افزایش حباب و عواقب بد ناشی از فروپاشی آن جلوگیری کرد. اما مسئله‌ای که مطرح می‌شود این است که واکنش قیمت‌ها و حباب‌های قیمتی به سیاست پولی انقباضی ممکن است طی زمان ثابت نباشد و به عبارتی قیمت‌ها واکنش باثباتی طی زمان از خود بروز ندهند که در صورت صحت این موضوع، تضمینی برای جلوگیری از ایجاد حباب و یا جلوگیری از بزرگ شدن اندازه آن و فروپاشی احتمالی آن با اعمال سیاست پولی انقباضی وجود ندارد. بنابراین می‌توان گفت که بررسی نحوه واکنش متغیرها به تکانه سیاست پولی می‌تواند گام مؤثری در جهت افزایش کارایی و اثربخشی سیاست‌های پولی باشد.

ازاین‌رو، در این پژوهش با استفاده از داده‌های فصلی متغیرهایی چون نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، سود تقسیمی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت نفت، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام و با به‌کارگیری الگوی خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان، به بررسی وابستگی حباب‌های بازار سهام به تکانه‌های سیاست پولی پرداخته شد. تحت فروض بیان‌شده در قسمت روش‌شناسی پژوهش و همین طور این فرض که متغیرهای کلان به صورت همزمان به تغییرات قیمت سهام واکنش نشان نمی‌دهند، در ابتدا الگوی VAR با ضرایب ثابت برآورد شده و توابع کنش و واکنش برای متغیرها استخراج شد و نتایج نشان‌دهنده این بود که قیمت سهام و جز حبابی آن در واکنش به شوک سیاست پولی در ابتدا روند کاهشی داشته و پس‌ازآن افزایش می‌یابند. در ادامه الگوی TVP-VAR برآورد شده و توابع کنش و واکنش برای متغیرها در نمودار ۵-۲ نشان داده شد و همانطور که گفته شد در آن نرخ بهره اسمی و واقعی، تولید ناخالص داخلی (GDP) و تعدیل‌کننده آن، سود سهام تقسیمی، قیمت سهام و جزء بنیادی شاخص قیمت سهام طی زمان تا حدودی رفتاری باثبات داشته‌اند و عکس‌العمل آن‌ها به شوک سیاست پولی چندان تغییر نکرده است اما در نحوه واکنش قیمت سهام مشاهده می‌شود که هر چه به سال‌های انتهایی نمونه نزدیک می‌شویم میزان واکنش منفی اولیه به شوک سیاست پولی کمتر شده است. علاوه بر این عکس‌العمل جزء حبابی شاخص قیمت سهام نیز طی زمان تغییر کرده و در اول دوره مورد بررسی ابتدا روندی نزولی داشته و سپس افزایش‌یافته است اما هرچه به انتهای دوره نزدیک می‌شویم این کاهش کمتر بوده و نشانگر این موضوع است که در سال‌های انتهایی نمونه، میزان عکس‌العمل جزء حبابی قیمت کمتر بوده است و این با دیدگاه متعارف در تضاد است.

همان‌طور که گفته شد، نتایج این پژوهش براساس فروض معین و وابسته به نحوه شناسایی جز حبابی است. با عنایت به این موارد پیشنهاد میگردد در پژوهش‌ها و مطالعات آتی با مد نظر قرار دادن شرایط بازار اوراق بهادار ایران، روش‌های دیگری جهت شناسایی جزء حبابی قیمت استفاده شود و سپس چگونگی تأثیر شوک سیاست پولی برسی گردد. مثلاً برای قیمت سهام امکان به کارگیری فیلتر هودریک پرسکات و شناسایی جزء حبابی و بنیادی شاخص قیمت و پس‌ازآن بررسی وابستگی حباب قیمت به تکانه سیاست پولی وجود دارد. به علاوه می‌توان شرایطی را که علیت دو طرفه وجود دارد را شبیه‌سازی کرد که تحت آن عکس‌العمل متغیرهای اقتصادی

به نوسان‌های شاخص قیمت سهام درنظر گرفته شده و در نتیجه تحلیل و ارزیابی جامعی درمورد رابطهٔ اندازهٔ جزء حبابی قیمت در تأثیرگذاری تصمیمات سیاستی ارائه کرد. تغییر متغیرهای پژوهش، پیشنهاد دیگری است که می‌توان آن را در پژوهش‌ها و مطالعات آتی مورد استفاده قرار داد؛ مثلاً از متغیر نرخ بازده اسناد خزانهٔ اسلامی به‌عنوان جایگزینی برای نرخ بهره می‌توان استفاده کرد.

سپاسگزاری

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از داوران مقاله برای بهبود و غنای متن مقاله قدردانی نمایند.

درصد مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری می‌باشد؛ از این‌رو جمع آوری مطالب و داده‌ها، تجزیه و تحلیل الگوی پژوهش و درنهایت نگارش مقاله توسط نگارندهٔ دوم با راهنمایی و نظارت نگارندهٔ اول انجام شده است.

تضاد منافع

نویسندگان ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

کتابنامه

– اسدی، احسان؛ زارع، هاشم؛ ابراهیمی، مهرزاد؛ و پیرایی، خسرو، (۱۳۹۸). «حباب‌های قیمتی در بازار سهام تهران: یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی». *فصلنامهٔ نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶ (۲: ۲۱): ۷۳– ۱۰۰. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8867_0.html

– جلیلی، ظریفه؛ عصاری آرانی، عباس؛ یاوری، کاظم؛ و حیدری، حسن، (۱۳۹۶). «ارزیابی سازوکار انتقال اثرات سیاست پولی بر بازار سهام در ایران با استفاده از روش خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)». *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۴): ۱۷۳– ۱۹۵. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-131-fa.html

– حبیبی، رضا؛ صالحی‌راد، محمدرضا؛ و زارع‌پور، محمد، (۱۳۹۶). «مدل‌بندی بیزی حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران». *مدلسازی ریسک و مهندسی مالی*، ۲(۲): ۲۲۵– ۲۴۱. https://jferm.khatam.ac.ir/issue_5975_7133.html

– دوانی، غلامحسین، (۱۳۸۴). *بورس، سهام و نحوه قیمت‌گذاری سهام*. تهران: انتشارات نخستین.

– زینیوند، عبداله؛ شایان، محمدی؛ غفران، غبیشاوی؛ عبدالخالق، و عبدالهی، فرشته، (۱۳۹۷). «بررسی اثر سیاست پولی و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی ها بر حباب قیمت سهام در ایران(۹۳–۱۳۷۰)». *فصلنامهٔ اقتصاد مقداری(بررسی های اقتصادی سابق)*، ۱۵(۱): ۱–۲۶. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.20040.1514

– طاهریان‌فر، محمود؛ و مینویی، مهرزاد، (۱۳۹۵). «شناسایی حباب‌های مالی با استفاده از مدل گارچ تکینی زمان متناهی (موردکاوی بورس اوراق بهادار تهران)». *دومین کنفرانس بین‌المللی مهندسی صنایع و مدیریت*، تهران. https://civilica.com/doc/504597

– قلی‌بگلو، محمدرضا، (۱۳۹۰). «بررسی اثربخشی سیاست پولی نسبت ذخیرهٔ قانونی و ارزیابی اثرات ترازنامه‌ای آن در شبکهٔ پولی کشور». *فصلنامهٔ روند پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۵: ۵۹-۹۴. SID. https://sid.ir/paper/202190/fa

– مجتهد، احمد؛ و حسن‌زاده، علی، (۱۳۹۰). *پول و بانکداری و نهادهای مالی*. تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.

- 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. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_8867_0.html (In Persian)

- Beck, Th.; Colciago, A. & Pfajfar, D., (2014). "The Role of Financial Intermediaries in Monetary Policy Transmission". *Journal of Economic Dynamics & Control,* 43: 1-11. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.04.010

- Bjorland, H. c. & Leiteme, K., (2009). "Identifying the interdependence between US monetary policy and stock market". *Journal of monetary economics,* 56: 275- 282. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.12.001

- Borio, C. & Disyatat, P., (2009). "Unconventional Monetary Policies: an Appraisal". *Bank for International Settlements working paper,* No 292. https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/0003684042000177198

- Bredin, D. & O'Reilly, G., (2004). "Analysis of the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Ireland". *Applied Economics*, 36(1): 49-58. https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/0003684042000177198

- Brunnermeier, M. K. & Oehmke, M., (2013). "Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk". *Handbook of the Economics of Finance,* 2: 1221-1288. https://doi.org/10.1016/B978-0-44-459406-8.00018-4

- Caraiani, P. & Cantemir Calin, A., (2019). "The impact of monetary policy shocks on stock market bubbles: International evidence". Finance Research Letters.

- Challe, E. & Chryssi, G., (2014). "Stock Price and monetary policy shocks: A general equilibrium". *Journal of Economic Dynamic & Control*, 40: 46-66. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2013.12.005

- Chatziantioiou, I.; Duffy, D. & Filis, G., (2013). "Stock market response to money and fiscal policy shocks: Multi – country evidence". *Journal of economic modeling*, 30: 754-769. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.10.005

- Christiano, L. J. & Eichenbaum, M., (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, 113 (1): 1–45. https://doi.org/10.1086/426038

- Cochrane, J. H., (2001). *Asset Pricing*. Princeton: Princeton University Press.

- Crespo Cuaresma, J.; Doppelhofer, G.; Feldkircher, M. & Huber, F., (2018). "Spillovers from US monetary policy: Evidence from a time-varying parameter GVAR model". *Working Papers in Economics.* 2018-06, University of Salzburg, Department of Social Sciences and Economics, Salzburg.

- Davani, Gh., (2005). *Stock market, shares and how to price shares*. Tehran: Nakhostin Publications (In Persian)

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

- 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*, 05: 2011.

- Gali, J. & Gambetti, L., (2015). "The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 233 – 257. DOI: 10.1257/mac.20140003

- Gholibeglo, M. R., (2011). "The Survey of Effectiveness of Statutory Reserve Ratio as an Instrument of Monetary Policy and Evaluation of Its Balance Sheet Effects on Banking System of the Country". *TREND (Trend of economic research)*, 19(59): 59-94. https://sid.ir/paper/202190/en (In Persian)

- Guérin, P. & Leiva-Leon, D., (2017). "Monetary policy, stock market and sectoral comovement". *Working Papers* 1731, Banco de España.

- Habibi, R.; Salehi, M. R. & Zarepoor, M., (2017). "Bayesian Modeling Speculative Bubbles in theStock Market in Iran". *Quarterly Journal of Risk Modeling and Financial Engineering*, 2(2): 225–241. https://jferm.khatam.ac.ir/issue_5975_7133.html (In Persian)

- Halton, R. & Wolman, A., (2012). "A Citizen's Guide to Unconventional Monetary Policy". *The Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Brief*, 12-12.

- IMF. (2013). "Unconventional Monetary Policies". Recent experience and prospects, April.

- 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. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-131-fa.html (In Persian)

- 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. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2008.11.003

- 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. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00687.x

- Kurov, A., (2012). "What Determines the Stock market's Reaction to monetary Policy Statements?". *Journal of Review of Financial Economics*, 21: 175- 187. https://doi.org/10.1016/j.rfe.2012.06.010

- Lubik, T. A. & Matthes, Ch., (2015). "Time-Varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an application". *Economic Quarterly*, 101(4): 323-352. http://doi.org/10.21144/eq1010403

- 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. https://doi.org/10.1016/j.jjie.2011.07.004

- Mojtahed, A. & Hassanzadeh, A., (2011). *Money and banking and financial institutions*. Tehran: Research Institute of Money and Banking. (In Persian)

- Paul, P., (2020). "Time-Varying Effect of Monetary Policy on Asset Prices". *The Review of Economics and Statistics*, 102(4), 690-704. https://doi.org/10.1162/rest_a_00840

- Primiceri, G. E., (2005). "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy". *Review of Economic Studies*, 72 (3): 821–52. https://www.jstor.org/stable/3700675

- Rigbon, R. & Sock, B., (2004). "The impact of monetary polcy on asset prices". *Journal of monetary economics*, 51: 1554- 1575. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.02.004

- Shayan Zeinvand, A., (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. https://doi.org/10.22055/jqe.2018.20040.1514 (In Persian)

- Stock, J. & Watson, M., (2008). "Phillips Curve Inflation Forecasts". *NBER Working Paper*, No. 14322.

- Taherian Far, M. & Minoui, M., (2015). "Identification of financial bubbles using finite-time singular Garch model (case study of Tehran Stock Exchange)". *Second International Conference on Industrial Engineering and Management*, Tehran. https://civilica.com/doc/504597 (In Persian)

- 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).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی