The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University

Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 376-407

The effects of dynamic monetary policies on beta-herding behavior in Tehran Stock Exchange

Behnod Abbas[1], Alireza Erfani* [2]

Received: 28-04-2023 Accepted: 05-08-2023

Extended Abstract

Purpose: In recent research, the need for regulators and policymakers to evaluate the effects of government policies on markets can be felt according to the behavior of market participants and their deviation. Herding behavior is an important behavioral element and refers to a process in which market participants imitate one another's actions and adjust their financial decisions based on other people's actions. Based on the estimations of the herding model, investors put aside their opinions about the equilibrium point of the market, and the beta-herding of individuals leans towards the beta-herding of the market. According to this method, investors consider the general trend of market return and introduce the amount of cross-sectional dispersion as a herding pattern. In this article, the relationship between the monetary policies of the central bank and herding behavior in Tehran stock market is investigated for the first time. Central banks have serious motivations to pay attention to the possible herding behavior caused by their actions for two reasons. First, the herding behavior may neutralize the intended outcome of a monetary policy. Secondly, the monetary policy has the ability to eliminate price bubbles in the financial markets by itself. In this study, a wide range of data related to Iran's economy is experimentally examined by using the (TVP-FAVAR) model to see if the central bank's monetary policies have an effect on the beta behavior of investors. If so, is it possible to say in which years these effects were greater, which monetary policy tools were more effective, and how fast this policy impacted the beta-herding behavior?

Methodology: In this research the herding behavior is measured based on the beta-herding behavior model of Huang and Salmon (2009) in which addresses the change of the cross-sectional level of systematic risks. In this model, the dynamic characteristics of herding behavior are referred to and the herding of investors are considered as a variable in time. Huang and Salmon argue that behavioral biases may affect investors' understanding of the asset price equilibrium; as a result, the estimated

[1]. PhD student in Semnan University, Semnan, Iran. Email: behnood92@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Professor of economics in Semnan University, Semnan, Iran.
Email: aerfani@semnan.ac.ir

Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 376-407

beta deviates from the traditional risk-return relationship that can serve as the beta deviation from beta equilibrium to measure the herding. Besides, the main channel of transmitting these effects is through expectations in that the central bank can have significant effects on the stock prices of this market by shaping the expectations of investors in the stock market. Therefore, first by calculating the beta-herding coefficient in Tehran Stock Exchange market and then by estimating the variable of beta-herding behavior, the (TVP-FAVAR) model (designed by Koop and Korobilis, 2013) was regressed by the MATLAB-207 software to investigate the hidden variable effects of monetary policies on the beta-herding behavior of investors in Tehran Stock Exchange market from the quarterly data of 30 main variables in the Iranian economy from Jan, 2019 to Jan. 2021.

Findings and Discussion: In the calculations for the beta-herding behavior, the existence of this behavior has been confirmed in the whole period of 2009-2021. According to the results, the peak of this behavior occurred from 2020 to the end of 2021 and, at a lower level, from 2015 until the end of 2016. The output of the TVP-FAVAR model regression shows that the impulse response of the hidden variable of the expansionary monetary policies up to the first four seasons has a high impact on the beta-herding behavior. This means that the changes in the monetary policy can have important effects on the beta-herding behavior in initial seasons. According to it, the peak of these reactions happened in the years 2013-2019. The impulse response of the variable GDP growth rate had insignificant positive effects after three seasons, and the inflation rate variable after two seasons had no effect but became positive in the third and fourth seasons. After that, these effects became negative. Although the variable of the total return of the stock market had little effects, it continued for four seasons positively and suddenly turned negative in the fifth season. Finally, the liquidity of the stocks was of small effects but positive in the first two seasons. From the third season onwards, these effects became negative. One of the strong points of this research is extracting the probability of influence of each of the monetary policy instruments on the numerical value of the hidden variable of monetary policy, according to which the rate of change in the volume of money and visual deposits has the greatest influence, and the rate of change in the volume of pseudo money has the least influence on it. In addition, during 2013-2019, economic decision makers used most of the monetary policy tools to implement these policies.

Conclusion and Policy Implications: In summary, Iran's economy is a developing economy and has its own limitations, and the plans and actions of economic decision makers affect people's behavior in the capital market. The results of the research show that the government can make effective changes in the stock market with monetary policies and guide investors’ behavior. Therefore, the government and economic decision-makers can influence the behavior of investors at times when this market has a price bubble or the market goes out of its way. It is to be mentioned that the government should not lose its information credibility in this market, because behavioral discussions pay attention to the behavior of ordinary human rather than economic human. This can even get an opposite response from investors. From

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 15, No. 29, Autumn & Winter 2023, P: 376-407

another point of view, it can be claimed that, if the government decides to exert less influence on this market, it can implement its monetary policies by diversifying monetary policy tools and make its effects on the stock market unpredictable. Otherwise, the alternative proposal for the implementation of policies will be monetary disciplines that can reduce these effects. Another suggestion of attraction for the future research to delineate the direction of government policies is the investigation of the influence of monetary policies on each of the industries or each corporation on the stock market.

Keywords: Beta-herding behavior, TVP-FAVAR model, Herding behavior, Monetary policy, Stock market

JEL Classification: E52, E58, G11, G41.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/سال پانزدهم، شماره بیست و نهم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، ص: ۳۷۶-۴۰۷

آثار پویای سیاست‌های پولی بر بتای توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران

عباس بهنود[۱]، علیرضا عرفانی*[۲]

دریافت: ۰۸-۰۲-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۴-۰۵-۱۴۰۲

چکیده

پژوهش‌های اخیر نیاز سیاست‌گذاران برای ارزیابی تاثیر سیاست‌های دولت بر بازارها باتوجه به رفتار مشارکت‌کنندگان بازار و سوگیری‌های آن‌ها را نشان می‌دهد. در این پژوهش برای اولین بار رابطه سیاست‌های پولی و رفتار توده‌واری در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل (TVP-FAVAR) و داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۸۸:۱) تا (۱۴۰۰:۴) مورد بررسی قرار گرفته و فرض شده که این تاثیر مثبت است. نتایج برآوردها ضمن تایید وجود رفتار توده‌واری در بازه زمانی مورد بررسی حاکی از آثار مثبت تکانه‌های آنی سیاست‌های پولی انبساطی بر رفتار بتای توده‌واری در سال‌های ابتدایی دوره مورد بررسی بوده و اوج این تاثیر در سال‌های (۱۳۹۲:۱) تا (۱۳۹۸:۴) اتفاق افتاده و می‌توان گفت که سیاست‌های پولی بر رفتار افراد سرمایه‌گذار به صورت مثبت تاثیر گذاشته است. همچنین آثار تکانه‌های آنی سایر متغیرهای اصلی مدل بر رفتار سرمایه‌گذاران به این صورت بوده است: تاثیر رفتار بتای توده‌واری بر روی خود تقریباً صفر بوده و به عبارت دیگر این متغیر از تغییرات خود متاثر نشده است، آثار تولید ناخالص داخلی در سه دوره ابتدایی خنثی بوده و سپس مثبت و ناچیز شده است، آثار تورم با تاخیر دو دوره‌ای مثبت و ناچیز و سپس در دو دوره بعدی شدیداً منفی شده، متغیر بازده کل بورس در چهار دوره اول تاثیر مثبت و جزیی داشته و متغیر نقدشوندگی علیرغم تاثیر مثبت در دوره اول در دوره‌های بعدی اثرات به صورت منفی شدید بر رفتار بتای توده‌واری داشته است.

واژگان کلیدی: رفتار بتای توده‌واری، مدل TVP-FAVAR، بتای توده‌واری، سیاست پولی، بورس.

طبقه‌بندی JEL: E52، E58، G11، G41.

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. behnood92@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. aerfani@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

در بازارهای مالی، رفتار توده‌واری (جمعی، گروهی، گله‌ای) یک عنصر مهم رفتاری بوده و به فرایندی اطلاق می شود که شرکت‌کنندگان در بازار از اقدامات یکدیگر تقلید می‌کنند و تصمیمات مالی خود را بر اساس اقدامات سایر شرکت کنندگان، مبنای حرکت اقتصادی خود قرار داده و این اقدام در صورت اجماع و همگرایی به صورت میانگین، ایجادکننده رفتار توده‌واری می‌شود (هوانگ و سالمون[1]، ۲۰۰۹). همچنین استدلال می‌شود که رفتار توده‌واری نیاز به نوعی مکانیسم هماهنگ و یا پیام قابل توجه مانند نوسان عمده قیمت دارد تا باعث ایجاد یک رفتار هماهنگ و همگرا شود. براساس برآوردهای مدل توده‌واری سرمایه‌گذاران عقاید خود را در مورد نقطه تعادل بازار کنار گذاشته و بتای توده‌واری افراد به سمت بتای توده‌واری بازار میل می کند. در این روش سرمایه‌گذاران روند کلی بازده بازار را در نظر گرفته و مقدار پراکندگی مقطعی را به عنوان معیار توده‌واری معرفی می‌کنند. در این مقاله برای اولین بار به بررسی رابطه سیاست‌های پولی بانک مرکزی و رفتارهای توده‌واری در بازار اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود. در مطالعات مرتبط با موضوع افرادی مانند سعیدی و فراهانیان (۱۳۹۰)، مظفری (۱۳۹۱)، پورزمانی (۱۳۹۱)، باباجانی و همکاران (۱۳۹۴)، زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵)، شمس و اسفندیاری مقدم (۱۳۹۷) و در نهایت حیدری و عبدلی (۱۳۹۹) به بررسی رفتار توده‌واری در این بازار پرداخته‌اند که جدای از نتایج اختصاصی هر یک، رفتار توده‌واری در بازار بورس ایران مورد تایید قرار گرفته است. در این مطالعه طیف وسیعی از داده‌های مربوط به اقتصاد ایران با استفاده از مدل TVP-FAVAR[2] به طور تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد تا به این سوال پاسخ داده شود که آیا سیاست پولی بانک مرکزی بر رفتار بتای توده‌واری افراد سرمایه‌گذار تاثیر دارد؟ اگر چنین باشد آیا می‌توان اعلام نمود که این تاثیر در چه سال‌هایی بیشتر بوده؟ کدام ابزار سیاست پولی تاثیرگذاری بیشتری داشته؟ و سرعت تاثیرگذاری این سیاست بر روی رفتار بتای توده‌واری به چه شکلی بوده است؟ خان (۲۰۱۸)[3] در مطالعه خود استدلال می‌کند که تصمیم‌گیران بازار بورس باید تخصص‌های رفتاری را جزیی از اصول اساسی خود قرار داده و نظارت روزمره خود را با نظارت‌های رفتاری تکمیل کنند. همچنین در ادامه این

---

1. Hwang and Salmon (2009)
2. Time Varing Parameters- Factor Augmented Vector AutoRegression
3. Khan (2018)

شخص استدلال می‌کند که بحث سیاست‌های پولی می‌تواند موضوع پژوهش‌های رفتاری قرار گیرد و اشاره می‌کند که بانک مرکزی هلند (DNB) برای تحلیل این مسئله از تیمی از متخصصین روانشناسی و جامعه شناسان کمک می‌گیرد. در بازارهای مالی، رفتار توده‌واری یک عنصر مهم رفتاری است و به فرایندی اطلاق می‌شود که شرکت کنندگان در بازار از اقدامات یکدیگر تقلید کرده و تصمیمات خود را مطابق با سایرین انجام می‌دهند (هوانگ و سالمون، ۲۰۰۹). دونو و ولچ[1] (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که رفتار توده‌واری نیازمند نوعی مکانیسم هماهنگ و یا علامت قابل توجهی است که سیاست‌های پولی ممکن است این نقش مهم را ایفا کرده و این علائم را از طریق حداقل دو کانال ارسال کند. اول اینکه اطلاعیه‌های پولی از طریق محتوای اطلاعاتی خود می‌تواند بر انتظارات اقتصادی و احساسات سرمایه‌گذاران تأثیر گذاشته و واکنش توده‌واری ایجاد کند. کانال دوم، بانک مرکزی از طریق مدل‌های اندازه‌گیری و مدیریت ریسک که برای امور نظارتی کاربرد دارند ممکن است بر تصمیمات افراد سرمایه‌گذار تاثیرگذار باشند. بنابراین، بانک‌های مرکزی انگیزه‌های کافی برای توجه به رفتارهای توده‌واری و نحوه تاثیرگذاری سیاست‌های خود بر آن را خواهد داشت. کای و همکاران[2] (۲۰۱۸) در بررسی‌های خود عنوان می‌کنند که حرکت‌های توده‌واری خرید به طور دائم بر قیمت‌های سهام در بازار بورس تأثیر گذاشته و حرکت‌های توده‌واری برای فروش، قیمت‌ها را به میزان چشمگیری به طور موقت منحرف می‌کند. آن‌ها اذعان می‌کنند که رفتار توده‌واری در بازار بورس ممکن است کانال مهمی برای تقویت ریسک بازار و تهدیدی برای ثبات مالی باشد. یافته‌های فراتزچر و همکاران[3] (۲۰۱۶) و تیلمن[4] (۲۰۱۶) تاثیر سیاست‌های پولی بر بازده دارایی‌ها و احساسات افراد سرمایه‌گذار و در نتیجه دخالت بانک مرکزی برای مقابله با نوسان‌ها و انحراف‌ها را تایید می‌کند. همچنین بررسی‌های تشوناس و فیلیپاس[5] (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که رفتار هماهنگ سرمایه گذاران و رفتار توده‌واری بازار می‌تواند با افزایش نوسان‌ها، ثبات بازار را کاهش دهد. بر این اساس بانک‌های مرکزی به دو دلیل انگیزه‌ای جدی برای توجه به

1. Devenow and Welch (1996)
2. Cai et al. (2018)
3. Fratzscher et al. (2016)
4. Tillmann (2016)
5. Tsionas & Philippas (2013)

رفتارهای توده‌واری احتمالی ناشی از اقدامات خود را خواهند داشت، اول اینکه رفتار توده‌واری ممکن است خروجی مد نظر یک سیاست پولی را خنثی کند و دوم اینکه خود سیاست پولی قابلیت از بین بردن حباب‌های قیمتی در بازارهای مالی را داراست (کروکیدا و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

برای سنجش رفتار توده‌واری، از معیار رفتار توده‌واری هوانگ و سالمون (۲۰۰۹) استفاده می‌شود که مبتنی بر تغییر سطح مقطعی ریسک سیستماتیک (یا همان بتا) بوده که مطابق با این معیار ویژگی‌های پویای رفتار توده‌واری را در نظر گرفته و توده افراد (یا جمع) را به عنوان یک متغیر در زمان (و نه روند ثابت) به حساب می آورد. هوانگ و سالمون استدلال می‌کنند که سوءگیری‌های رفتاری ممکن است بر درک سرمایه‌گذاران از قیمت تعادلی دارایی تأثیر بگذارد در نتیجه بتای برآورد شده از رابطه ریسک-بازده سنتی منحرف شود که براین اساس می‌توان با استفاده از انحراف بتا از بتای تعادلی برای اندازه‌گیری توده‌واری استفاده کرد. از طرفی عنوان می‌شود که کانال اصلی انتقال این آثار از طریق انتظارات است که بانک مرکزی با شکل دادن به انتظارات افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس، می‌تواند تاثیرات قابل توجهی در قیمت‌های سهام این بازار داشته باشد. اذعان به این مطلب با نتایج پژوهش لوتز[2] (۲۰۱۵) سازگار است که مطابق با آن سیاست‌های پولی متعارف و غیرمتعارف بانک فدرال رزرو گرایش به افزایش احساسات در بازار بورس امریکا را دارد، این سیاست‌ها از کانال اعتماد به نفس و انتظارات بر احساسات افراد سرمایه‌گذار اثر گذاشته و باعث ایجاد رفتارهای توده‌واری می‌شود. در مطالعه دیگر اشملینگ و واگنر[3] (۲۰۱۹) به این نتیجه می‌رسند که حتی تعداد ابلاغیه‌های بانک مرکزی بر انتظارات افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس تاثیرگذار بوده و با بررسی درخصوص بیانیه‌های کنفرانس‌های مطبوعاتی بانک مرکزی اروپا نشان می‌دهند که یکی دیگر از عوامل مهم که ممکن است بر قیمت دارایی ها تأثیر بگذارد، لحن ابلاغیه‌های بانک‌های مرکزی است که آثار آن به صورت قوی تایید می‌شود.

همان‌طور که گفته شد، این که آیا سیاست پولی بر رفتارهای توده‌واری در بازار بورس تأثیر دارد یا خیر، موضوعی است که در این پژوهش مورد توجه قرار گرفته است. بر این اساس در این پژوهش با بررسی آثار سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌واری افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس

---

1. Krokida et al. (2020)
2. Lutz (2015)
3. Schmeling and Wagner (2019)

اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی (۱-۱۳۸۸) الی (۱-۱۴۰۰) فرض بر این است که: ۱) سیاست‌های پولی به صورت مثبت بر رفتارهای بتای توده‌واری افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس اوراق بهادار تهران تاثیرگذار است، ۲) تاثیرگذاری سیاست‌های پولی در طول بازه زمانی مورد بررسی، متفاوت است ۳) نرخ تغییرات حجم پول در سیاست‌های پولی بیشترین تاثیر را بر این رفتارها دارد.

۲- پیشینه پژوهش

در ادامه به بررسی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این زمینه پرداخته شده است.

۲-۱- مطالعات داخلی در مورد بتای توده‌وار

سعیدی و فراهانیان (۱۳۹۰) با استفاده از روش هوانگ و سالمون[1] (۲۰۰۶) و روش پنجره متحرک ۲۴ ماهه به بررسی رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۶ پرداخته‌اند که مطابق نتایج و در تحلیل ایستا بین مقدار توده‌واری و بازده بازار ارتباط معنی‌داری مشاهده نشد. در ادامه با بررسی نتایج آزمون پایایی برای متغیر بتای توده‌واری، این متغیر ناپایا شده و در ادامه این بررسی‌ها، تغییرات این متغیر پایا شده و در آزمون هم انباشتگی انگل – گرنجر، این دو متغیر در بلندمدت همگرا شده‌اند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر بین دو متغیر بتای توده‌واری و بازده بازار نشان می‌دهد که در بلندمدت هم‌گرایی بین این دو متغیر و سایر متغیرهای به کار برده شده در این پژوهش وجود دارد. مظفری (۱۳۹۱) به بررسی و آزمون رفتار بتای توده‌واری شرکت‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل لاکونیشوک[2] برای دوره زمانی ۱۳۸۵- ۱۳۸۸ با استفاده از داده‌های ماهانه پرداخته که نتایج تاییدکننده وجود رفتار توده‌واری در بین شرکت‌های سرمایه‌گذاری حاضر در بازار سهام ایران و بین مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری است. همچنین طبق نتایج، رفتار توده‌واری بیشتر در سمت فروش اتفاق افتاده که دلیل اصلی آن بدبینی سرمایه‌گذاران نهادی به آینده بازار عنوان شده است. پورزمانی (۱۳۹۱) با استفاده از مدل کریستی و هوانگ انحراف بازده سهام شرکت‌ها از بازده بازار در گروه سرمایه‌گذاران نهادی در فواصل زمانی روزانه و هفتگی در خلال دوره‌های نوسانات افزایشی یا کاهشی بازار را بررسی می‌کنند. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از عدم وجود رفتار بتای توده‌واری در دوران رونق بازار

1. Hwang and Salmon (2006)
2. Lakonishok Model

بورس است اما، رفتار توده‌واری در دوره‌های رکود بیشتر قابل مشاهده است. باباجانی، عبادی و مرادی (۱۳۹۴) رفتار بتای توده‌واری همه صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل (LSV) بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان دهنده آن است که بین صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بورس اوراق بهادار تهران رفتار توده‌واری وجود داشته و این رفتار صندوق‌ها بر روی سهام شرکت‌های کوچکتر بیشتر است. همچنین رفتار توده‌واری صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک بر روی سهام دارای رشد، بیشتر است. زنجیردار و خجسته (۱۳۹۵) به ارزیابی تاثیرات رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران نهادی بر بازده سهام با استفاده از رویکرد مدل هوانگ و سالامون، آزمون‌های آماری t و روش کلموگوروف-اسمیرنوف[1] برای ۴۹ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۷ پرداخته‌اند که نتایج حاکی از ارتباط معنی‌دار بین رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران و بازده سهام است که در شرکت‌های بزرگ این رابطه قوی‌تر از شرکت‌های کوچک و نیز در شرکت‌های با اهرم مالی بالا بیشتر از شرکت‌های با اهرم مالی پایین است. شمس و اسفندیاری مقدم (۱۳۹۷) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۸ شرکت سرمایه‌گذاری بورس اوراق بهادار تهران و به صورت فصلی و با استفاده از مدل وراردو و جیانگ[2] (۲۰۱۳) به بررسی ارتباط رفتار توده‌واری با عملکرد و ویژگی‌های این شرکت‌ها پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش بیان‌گر وجود ارتباط معنی‌دار منفی بین رفتار توده‌واری شرکت‌های سرمایه‌گذاری با عملکرد بازدهی تعدیل شده با ریسک، رشد دارایی، بازده فصل قبل، جریان نقدی، تغییر رشد فروش، تغییر سود خالص و تغییر سود ناخالص بوده و دارای ارتباط معنی‌دار مثبت با نسبت هزینه و گردش پرتفوی است. حیدری و عبدلی (۱۳۹۹) در پژوهش خود رفتار توده‌واری بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از حجم معاملات با روش هاچیکا[3] (که یک ابتکار و نوآوری از مدل هوانگ و سالمون است) را برای بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۸ و برای ۱۴۲ شرکت بررسی کردند که نتایج نشان‌دهنده وجود رفتار توده‌واری به صورت پیوسته بوده است.

۲-۲- مطالعات خارجی در مورد بتای توده‌وار

---

1. Kolmogorov-Smirnov Test
2. Michela Verardo & Hao Jiang (2013)
3. Hachicha

هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) در پژوهش خود به دنبال پاسخ این سوال بودند که آیا رفتار بتای توده‌وار به سمت بخش و یا ساختار خاصی از بازار (مانند خود شاخص بازار با تفکیک حرکت توده‌واری از حرکت‌های عادی بازار در بازده سرمایه) تمایل دارد یا خیر. نتایج برآوردها نشان دهنده حرکت رفتار توده‌وار به سمت شاخص بازار به صورت مشخص و پایدار و مستقل از شرایط بازار بوده و متغیرهای کلان اقتصادی توانایی توضیح این رفتار را ندارد. این رفتار در هر دو شرایط رکود و رونق بازار مخصوصا در بحران اقتصادی آسیا به ویژه در بحران اقتصادی روسیه مشاهده می‌شود که بر اساس آن، شرایط بحرانی و استرس در بازار باعث هدایت توده‌واری به سمت شاخص بازار شده است. همچنین در این پژوهش این مسئله بررسی می‌شود که چرا پژوهش کریستی و هوانگ[1] در سال (۱۹۹۵) نتوانسته رفتار توده‌وار را در طول بحران‌ها نشان دهد. هوانگ و سالمون[2] (۲۰۰۷) به بررسی ماهیت رفتار توده‌وار در بازار سهام ایالات متحده امریکا، انگلیس و کره جنوبی با استفاده از یک معیار غیر پارامتریک و براساس مدل‌های فاکتور خطی پرداخته‌اند. در این مطالعه اندازه‌گیری بتای بازار با استفاده از تغییرات مقطعی انجام گرفته و هر حرکت توده‌واری بتا به سمت شاخص بازار به عنوان توده‌واری در نظر گرفته شده است. نتایج گویای آن است که در شرایط بحرانی سرمایه‌گذاران و افراد بیشتر به سمت ارزش‌های بنیادی و نه حرکت‌های توده‌واری سوق پیدا کرده و زمانی که سرمایه‌گذاران اعتماد به نفس پیدا کنند، بدون توجه به آینده بازار بتای توده‌وار خود را نشان می‌دهند. کروکیدا و همکاران[3] (۲۰۲۰) برای اولین بار به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی متعارف و غیرمتعارف بر رفتار بتای توده‌وار بازار سرمایه با استفاده از مدل (QUAL VAR) و (FAVAR) پرداخته‌اند. نتایج گویای آن است که سیاست‌های پولی مد نظر درصد قابل توجهی از واریانس رفتار بتای توده‌وار بازار سرمایه را توضیح می‌دهد. این در حالی است که این سیاست‌ها در بازار اروپا درصد پایین‌تری از واریانس رفتار بتای توده‌واری بازار را توضیح می‌دهد. همچنین توابع واکنش ضربه‌ای نشان دهنده آن است که سیاست‌های متعارف انبساطی و سیاست‌های غیراستاندارد فدرال رزرو، سطح رفتار توده‌وار در بازار سرمایه را کاهش می‌دهد. همچنین در این بررسی آثار

1. Christie and Huang (1995)
2. Hwang and Salmon (2007)
3. Krokida et al. (2020)

سرریز سیاست پولی فدال رزرو بر رفتار توده‌وار بازار اتحادیه اروپا نیز شناسایی شده است. راموندو جونیور و همکاران[۱] (۲۰۲۰) به بررسی بتای توده‌وار در بازار کالا با استفاده از روش توسعه یافته هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) و بتای استاندارد تطبیق یافته هوانگ و همکاران[۲] (۲۰۱۸) با استفاده از یک مدل حالت فضایی برای پانزده کالا بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ پرداخته‌اند. نتایج این بررسی حاکی از توده‌واری احساسی بازار بوده و تاثیرات متغیر کنترل نوسانات بازار تایید می‌شود که این نشان دهنده وجود توده‌واری صرف نظر از افزایش و یا کاهش متغیرها است. همچنین مشاهده شد که حتی با احتمال انحراف لحظه‌ای قیمت‌ها از اصول بنیادی خود، توده‌واری نامطلوب برای کالاهای غذایی وجود دارد. همچنین راموندو جونیور و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل حالت فضایی و مدل استاندارد شده بتای هوانگ و همکاران (۲۰۱۸) با بررسی دو گروه شرکت به بررسی بتای توده‌وار در بازار سرمایه برزیل پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار برزیل رفتار توده‌وار بالا بوده و تفاوت‌های کوچکی نیز بین دو گروه شرکت مشاهده می‌شود. همچنین متغیرهای کنترل مانند بازده سود، نوسانات بازار، عوامل SMB[۳] و WML[۴] برای هر دو گروه معنی‌دار بود که نشان از وجود رفتار توده‌وار صرف نظر از نوع رفتار متغیرها است. اردوغان[5] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل حالت فضایی و با استفاده از نوسانات مقطعی در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ و به صورت اختصاصی دوران کووید-۱۹ به بررسی رفتار توده‌واری بتا در بورس استانبول می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که رفتار توده‌وار در بورس استانبول وجود داشته و با توجه به قابلیت تشخیص ساختگی و یا واقعی بودن رفتار توده‌وار توسط مدل، رفتار توده‌واری واقعی و نه ساختگی در بین سرمایه‌گذاران در بورس استانبول دیده شده و رفتار بتای توده‌واری در زمان همه‌گیری کرونا بیشتر شده است. هوانگ و همکاران[۶] (۲۰۲۱) به بررسی بازده دارایی‌ها در بازار سرمایه ایالات متحده امریکا با استفاده از مفهوم بتای توده‌وار پرداخته‌اند که در آن چنین عنوان می‌شود که تغییرات مقطعی بتا ناشی از اعتماد سرمایه گذاران در مورد خروجی بازار بوده و اعتماد به نفس بیش از حد و

---

1. Raimundo Junior et al. (2020)
2. Hwang et al. (2018)
3. Small Minus Big
4. Winners Minus Losers
5. Erdogan (2021)
6. Hwang et al. (2021)

احساسات خوش بینانه باعث بتای توده‌واری و حرکت به سمت بتای بازار خواهد شد. از طرفی اعتماد به نفس کم یا احساسات بدبینانه منجر به بتای توده‌وار نامطلوب و پراکندگی بتاها از بتای بازار شده که علاوه بر آن در طول زمان این پراکندگی تغییر می‌یابد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در این بخش ابتدا توضیحاتی در خصوص مدل مورد استفاده داده شده و پس از آن متغیرهای اصلی مدل معرفی می‌شود:

۳-۱- مدل خودرگرسیون برداری عاملی تعمیم‌یافته با پارامترهای متغیر در زمان

همان‌طور که توضیح داده شد، هدف اصلی این پژوهش بررسی آثار سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران است. در این مطالعه از مدل‌های FAVAR و TVP-FAVAR استفاده می‌شود که قابلیت آن‌ها به خوبی در پژوهش‌های داخلی و خارجی اثبات شده[1] است. بر اساس توضیحات کوپ و کوروبیلیس (۲۰۱۳)؛ x_t $(t = 1,\dots,T)$ یک بردار $n\times1$ از متغیرهای سیاست‌های پولی بوده که در ساخت متغیر پنهان (f_t) استفاده می‌شود. فرض کنید (y_t) یک بردار $(s\times1)$ از متغیرهای کلان اقتصادی مد نظر باشد، خواهیم داشت: $y_t = (H_{mt}, GDP^*, P^*, R_{mt}, liq_t)'$ که در آن (Hm_t) متغیر رفتار بتای توده‌وار، (GDP^*) نرخ رشد اقتصادی، (P^*) نرخ تورم، (Rm_t) نرخ بازده کل بازار بورس اوراق بهادار ایران و (liq_t) نرخ نقدشوندگی سهام موجود در بازار سهام باشند که در این صورت مدل (TVP-FAVAR) با استفاده از رابطه (۱) نشان داده می‌شود:

$$X_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t$$
$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,P}\begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن (λ_t^y) ضرایب رگرسیون متغیرهای کلان، (λ_t^f) فاکتور در حال بارگذاری متغیر پنهان سیاست‌های پولی، و $(B_{t,1,\dots,}B_{t,p})$ ضرایب تاخیرهای مدل (VAR) خواهند بود. همچنین (u_t) و (ε_t)

---

[1]. برای جلوگیری از ارائه مطالب تکراری به دلیل ارائه توضیحات مفصل در خصوص کاستی‌های مدل‌های VAR و مزایای مدل‌های FAVAR و TVP-FAVAR به مطالعات افرادی مانند (Koop and Korobilisy, 2013)، شریفی و همکاران، ۱۳۹۷، خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۸، اکبری و همکاران، ۱۳۹۷ و ... رجوع شود.

به ترتیب اجزای اختلالات گاوسی با میانگین صفر و با کوواریانس‌های متغیر در زمان (V_t) و (Q_t) هستند. مدل معرفی شده توسط کوپ و کوروبیلیس بسیار انعطاف‌پذیر است چرا که برای همه پارامترها این امکان وجود دارد که در هر زمان مقدار متفاوتی را داشته باشند. معادله (۱) از دو معادله فرعی تشکیل شده که یک معادله آن امکان استخراج شاخص شرایط سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران را داده و در معادله دیگر این امکان وجود خواهد داشت تا تعاملات پویایی از متغیرهای پنهان سیاست‌های پولی با متغیرهای کلان اقتصادی (y_t) مورد بررسی قرار گیرد. کوپ و کروبیلیس[1] (۲۰۱۳) در خصوص مزایای این مدل اذعان می‌دارند که همه متغیرهای سیستم به طور مشترک در این مدل رگرسیون شده و این اجازه داده می‌شود تا حرکت‌های مشترک و وابستگی متقابل آن‌ها بهتر توصیف شود، از طرفی متغیر پنهان برآورد شده منعکس کننده اطلاعاتی است که صرفاً ابعاد سیاست‌های پولی اقتصاد ایران را منعکس می‌کند. در تکمیل توضیحات، کوپ و کروبیلیس فاکتورهای در حال بارگذاری $\lambda_t = ((\lambda_t^y)', (\lambda_t^f)')'$ و پارامترهای مدل (VAR) را $\beta_t = (c_t', vec(\beta_{t,p})', \dots, vec(\beta_{t,p})')'$ به صورت فرآیند گام تصادفی چند متغیره به شرح معادله (۲) تعریف می‌کنند:

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \qquad (۲)$$

که در آن جملات اختلال به صورت $v_t \approx (0, W_t)$ و $\eta_t \approx (0, R_t)$ در نظر گرفته شده است و در نهایت جملات اختلال در طول زمان نسبت به یکدیگر همبستگی نخواهند داشت. بنابراین معادله‌های (۱) و (۲) مدل کامل (TVP-FAVAR) را ارائه می‌دهند.

۳-۲- برآورد مدل TVP-FAVAR

در این پژوهش از یک الگوریتم برآورد دو مرحله‌ای سریع استفاده می‌شود که بار محاسباتی را نسبت به روش‌های مونت کارلو زنجیره مارکوف (MCMC) کاهش می‌دهد و برآورد متغیر پنهان سیاست‌های پولی را ساده می‌کند. با پیروی از روش کوپ و کوروبیلیس، روش‌های تنزیل واریانس با فیلتر کالمن ترکیب شده تا نتایج تحلیلی برای وقفه‌های متغیر وضعیت (f_t) مانند وقفه‌های پارامترهای متغیر در زمان $\theta_t = (\lambda_t, \beta_t)$ به دست آید. باید دقت کرد در برآورد مدل مذکور تا

---

[1]. Koop and Korobilis (2013)

زمانی که هر دو عامل (f_t) و پارامترهای بارگذاری (λ_t) در معادله اندازه‌گیری مشاهده نشده باشند، استفاده از بازگشت‌های فیلتر کالمن معمولی برای مدل‌های حالت فضایی ممکن نخواهد بود، بنابراین، کوپ و کوروبیلیس ایده‌های مربوط به دوز و همکاران[۱] (۲۰۱۱) را با ادبیات حالت فضایی (نلسون و استیر[۲]، ۱۹۷۶) تطبیق داده و یک الگوریتم فیلترینگ خطی دوگانه و مشروط را ایجاد می‌کنند تا بتوان متغیر وضعیت مشاهده نشده (f_t) و پارامترهای $\theta_t = (\lambda_t , \beta_t)$ را در کسری از ثانیه برآورد کرد. ایده استفاده از فیلتر کالمن خطی دوگانه ساده است و مطابق با آن ابتدا پارامترهای (θ_t) را با برآورد (f_t) به روز نموده و سپس عامل (f_t) با توجه به برآورد (θ_t) به روز می‌شود. چنین کاری این امکان را به وجود می‌آورد تا از دو فیلتر خطی و مجزای کالمن، یکی برای (θ_t) و دیگری برای (f_t) استفاده کرد که در واقع، برآورد اصلی برای متغیر (f_t) است. همچنین ماتریس کوواریانس جملات خطا در مدل‌های سری زمانی چند متغیره که با داده‌های اقتصاد کلان استفاده می‌شوند، معمولاً با استفاده از مدل‌های نوسانات تصادفی چند متغیره مدل‌سازی می‌شوند که برآورد آنها نیازمند روش‌های محاسباتی فشرده بوده که به منظور اجتناب از بار محاسباتی بالا، کوپ و کوروبیلیس متغیرهای (Vt , Qt , Wt , Rt) را به صورت بازگشتی و با استفاده از روش‌های تنزیل ماتریس واریانس برآورد می‌کنند. بر این اساس برای (V_t) و (Q_t) با استفاده از روش میانگین متحرک وزنی نمایی (EWMA) و عوامل تنزیل (k_1) و (k_2) و برای (W_t) و (R_t) با استفاده از روش‌های عامل تنزیل کوپ و کوروبیلیس و عوامل تنزیل (k_3) و (k_4) برآورد می‌شوند. مقادیر پایین‌تر برای عوامل تنزیل نشان می‌دهد که مشاهده اخیر وزن بیشتری را در تخمین (V_t) و (Q_t) در مقایسه با مشاهده‌های قدیمی‌تر به خود خواهد گرفت. همچنین روش (EWMA) نشان دهنده آن است که یک پنجره موثر از تعداد $\frac{k_1}{2-1}$ (و یا $\frac{k_2}{2-1}$) مشاهده برای برآورد (V_t) استفاده می‌شود، در حالی که رویکرد عامل فراموش شده حاکی از آن است که یک پنجره موثر از تعداد $\frac{1}{1-k_3}$ (و یا $\frac{1}{1-k_4}$) مشاهده برای برآورد (W_t) و (R_t) استفاده می‌شود[۳].

---

[1]. Doz et al. (2011)
[2]. Nelson & Stear (1976)
[۳]. جهت حفظ امانت داری در مطالب علمی، تمامی مباحث تخصصی مربوط به مدل (TVP-FAVAR) از مقاله کوپ و کروبیلیس(۲۰۱۳) اقتباس شده است.

در اجرای یک نسخه ساده شده از الگوریتم برآورد مدل (TVP-FAVAR) به صورت زیر عمل می‌شود:

۱. الف) به همه پارامترهای ($\lambda_0 , \beta_0 , f_0 , V_0 , Q_0$) مقدار اولیه داده شود.

ب) برآورد مولفه‌های اصلی عوامل (f_t) محاسبه شود.

۲. پارامترهای متغیر در زمان (θ_t) با توجه به (f_t) برآورد شود.

الف) متغیرهای V_t، Q_t، R_t و W_t با استفاده از (VD)[1] برآورد شود.

ب)پارامترهای λ_t و β_t با استفاده از (KFS)[2] و باتوجه به (V_t , Q_t , R_t , W_t) داده شده برآورد شود.

۳. عوامل (f_t) با استفاده از (θ_t) داده شده و با استفاده از (KFS) برآورد شود.

اگر همه ضرایب و کوواریانس‌های متغیر در زمان ثابت شوند، الگوریتم مدل مذکور به مدل (FAVAR) تبدیل می‌شود.

۳-۳- برآورد رفتار بتای توده‌واری (هوانگ و سالمون-۲۰۰۹)

در برخی از پژوهش‌ها توده‌واری یک بازار در مقابل بازار دیگر و یا یک دوره نسبت به دوره دیگر مورد بررسی قرار گرفته است (وانگ و کانلا[3]، ۲۰۰۶؛ شمس و همکاران، ۱۳۹۰) که در آن مشارکت کنندگان بازار بدون توجه به رابطه‌ی بلندمدت ریسک و بازدهی و بدون توجه به خروجی‌های بازار و توسط عوامل خارج از بازار اقدام به رفتار توده‌واری می‌کنند. از بعد دیگر این بحث رفتار توده‌واری ممکن است عمدی و یا غیر عمدی اتفاق بیافتد (بیچندای و شارما[4]، ۲۰۰۰). هوانگ و سالمون (۲۰۰۹) در مدل خود با تفکیک رفتار توده‌واری عمدی از غیر عمدی سایر عوامل تأثیرگذار بر رفتار توده‌واری خارج از بازار بورس را نیز بررسی کرده‌اند. در این مطالعه نیز مقدار توده‌واری با استفاده از روش هوانگ و سالمون برآورد شده است. مطابق با این روش، بتای توده‌وار به صورت یک پدیده متغیر در زمان[5] قابل بررسی بوده و در شرایط توده‌واری سرمایه‌گذاران عقاید خود را در مورد نقطه تعادل بازار کنار گذاشته و بتای توده‌واری افراد به سمت بتای توده‌واری بازار

---

1. Variance Discounting
2. Kalman Filter and Smoother
3. Wang and Canella (2006)
4. Bikhchandani and Sharma (2000)
5. Time-Varying Phenomenon

میل می‌کند. در این روش سرمایه‌گذاران روند کلی بازده بازار را در نظر گرفته و مقدار پراکندگی مقطعی را به عنوان معیار توده‌واری معرفی می‌کنند. هوانگ و سالمون توده‌واری را از جنس احساسات در بازار می‌دانند که تحت شرایط خاص این احساسات مشابه باعث ایجاد رفتار توده‌واری می‌شود. در این روش ابتدا نحوه تأثیرگذاری احساسات جمع بر بتای تعادلی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] (CAPM) نشان داده شده و در شرایطی که واریانس مقطعی بتا بر اثر افزایش توده‌واری و احساسات کل بازار کاهش یابد، احساسات و توده‌واری افراد شبیه هم عمل خواهند کرد. مدل قیمت‌گذاری (CAPM) نرخ بازده مورد انتظار سهم i را با معیار مناسب ریسک اوراق بهادار مرتبط ساخته و رابطه (۳) را تعریف می‌کند:

$$E_t(r_{it}) = \beta_{imt}\, E_t(r_{mt}) \quad (۳)$$

در این معادله $E_t(r_{it})$ بازده اضافی مورد انتظار سهم i در زمان t، $E_t(r_{mt})$ بازده اضافی مورد انتظار کل بازار در زمان t و β_{imt} ریسک سیستماتیک و یا به عبارت دیگر شاخص حساسیت سهم i در زمان t است. بر اساس مدل (CAMP) در شرایط تعادلی، بتا با استفاده از رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$\beta_{imt} = \frac{E_t(r_{it})}{E_t(r_{mt})} \quad (۴)$$

اگر در شرایطی تورش توده‌واری حادث شود، بازده مورد انتظار یک سهم ($E_t(r_{it})$) متأثر از تغییرات مورد انتظار بازده بازار است که بیشتر از ارقام مدل تعادلی (CAPM) خواهد بود. مطابق این تعریف، بتای توده‌واری سهم i (β_{imt}) در اطراف عدد ۱ نوسان می‌کند. هوانگ و سالمون با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بتای توده‌واری را به صورت معادله (۵) تعریف می‌کنند:

$$\frac{E_t^b(r_{it})}{E_t(r_{mt})} = \beta_{imt}^b = \beta_{imt} - h_{mt}(\beta_{imt}) \quad (۵)$$

در این معادله $E_t^b(r_{it})$: بازده مازاد مورد انتظار سهم i در زمان t و تحت شرایط توده‌واری، قیمت‌گذاری نادرست ناشی از تعصب در یک مقطع زمانی خاص به صورت بالانویس b در متغیر β نشان داده می‌شود. به عبارتی این معادله ارتباط بین بتای تعادلی (β_{imt}) (یعنی بتایی که در شرایط تعادل قیمت‌گذاری سهام بدست آمده) و بتای متعصبانه (β_{imt}^b) که دچار انحراف شده را نشان می‌دهد. نهایتاً ضریب توده‌واری بتا با عبارت (h_{mt}) نشان داده می‌شود که در طول زمان متغیر بوده و اگر: ۱) $h_{mt}=0$: قیمت‌ها در حالت تعادلی بوده و هیچ‌گونه رفتار توده‌واری وجود ندارد، ۲)

---

[1]. Capital Asset Pricing Mode

$0<h_{mt}<1$: نشان‌دهنده وجود رفتار توده‌واری است و می‌توان رفتار توده‌واری را تحت شرایطی تایید کرد، ۳) $h_{mt}<0$: بازار سهام دارای رفتار توده‌واری ناسازگار است و ۴) $h_{mt}=1$: حالتی است که در بازار رفتار توده‌واری کامل اتفاق افتاده است و این زمانی است که قیمت سهام به سمت اجماع و یا کل بازار در حال حرکت است. در حالت وجود توده‌واری برای سهم i که دارای بتای بزرگتر از ۱ است: $\beta_{imt} > \beta^{b}_{imt} > 1$ و برای سهمی که دارای بتای کوچکتر از ۱ است: $\beta_{imt} < \beta^{b}_{imt} < 1$ خواهد بود. بر این اساس در زمان وجود رفتار توده‌واری، بتا در اطراف ۱ نوسان خواهد داشت. زمانی که رفتار توده‌واری کوچکتر از صفر باشد: $\beta^{b}_{imt} > \beta_{imt} > 1$ بوده و توده‌واری معکوس اتفاق افتاده است. مطابق این معادله $E_t(r_{mt})$ به عنوان عدد معلوم بوده که h_{mt} به صورت مقید به مقدار بازده مازاد برآورد شده و متأثر از قیمت‌گذاری غلط مانند حباب قیمتی در بازار نخواهد شد. بر اساس مدل هوانگ و سالمون (۲۰۰۹) انحراف در بتاها بوسیله سه عامل اصلی: توده‌واری، احساس بازار و احساسات فردی ایجاد شده و بتای متعصبانه‌ی[1] حاصل از احساسات (β^{s}_{imt}) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta^{s}_{imt}= 1+ \frac{1}{1+S_{mt}}[(1 - h_{mt})(\beta_{imt} - 1) + \omega_{it}] \qquad (۶)$$

در معادله (۴) عبارت (β^{s}_{imt}) به عنوان ریسک سیستماتیک و یا فاکتور حساسیت سهم i در زمان t شناخته می‌شود که بوسیله احساسات افراد متعصب دچار انحراف از حالت روند عادی شده است. (S_{mt}) نشان‌دهنده سطح خوش‌بینی و امید و یا بدبینی و ناامیدی بازار بوده و (ω_{it}) احساسات افراد روی سهم i در یک شرایط خاص خواهد بود. بر اساس تعاریف بتای توده‌واری، در شرایط خاص که $S_{mt}= h_{mt}= \omega_{it}=0$ باشد یا اینکه $h_{mt}=- S_{mt}$, $\omega_{it}=0$ باشد، بتای توده‌واری متعصبانه (β^{s}_{imt}) با بتای تعادلی بازار (β_{imt}) برابر خواهد بود ($\beta^{s}_{imt}=\beta_{imt}$). همچنین در یک مقدار مشخص از (S_{mt}) و مقدار مثبت (h_{mt})، مقدار (β^{s}_{imt}) به سمت یک میل خواهد کرد. در شرایطی که (h_{mt}) منفی باشد، مقدار (β^{s}_{imt}) از عدد یک دور خواهد شد و زمانی که (S_{mt}) افزایش می‌یابد (به شرط ثابت بودن مقدار (h_{mt}) مقدار (β^{s}_{imt}) به سمت عدد یک میل خواهد کرد و بر عکس. در شرایطی که (ω_{it}) با (β_{imt}) باهم مرتبط نباشند واریانس (β^{s}_{imt}) با استفاده از رابطه (۷) محاسبه خواهد شد:

$$Var(\beta^{s}_{imt})=E_c[(\frac{1}{1+S_{mt}}[(1 - h_{mt})(\beta_{imt} - 1) + \omega_{it}])^2]$$

---

[1]. معنی دیگر اینکه بتای توده‌واری به دلیل احساسات دچار انحراف از حالت عادی بازار شده است.

$$= \frac{1}{(1+S_{mt})^2}[(1-h_{mt})^2 Var_c(\beta_{imt}) + Var_c(\omega_{it})] \quad (۷)$$

بر اساس فرضیه‌های هوانگ و سالمون با افزایش واریانس بتا (β_{imt}) و واریانس احساسات روی سهم i (ω_{it})، مقادیر ضریب توده‌واری (h_{mt}) و سطح خوش‌بینی و یا بدبینی (S_{mt}) کاهش خواهد یافت. در شرایطی که بتای توده‌واری به سمت بازار میل کند و احساسات نسبت به بازار مثبت باشد، مقدار واریانس بتا ($Var(\beta^s_{imt})$) کاهش یافته و در شرایطی که توده‌واری وجود نداشته باشد ($h_{mt}=0$) اما احساسات در بازار وجود داشته باشد، (یعنی اینکه $S_{mt}\neq0$) تغییر در واریانس بتا به دلیل تغییر در احساسات بازار اتفاق خواهد افتاد. تعریف هوانگ و سالمون از توده‌واری عبارتست از واریانس مقطعی بتا که از توده‌واری و احساسات نشأت گرفته که با توجه به توضیح ارائه شده در خصوص آماره بتا، هوانگ و سالمون آماره رفتار بتای توده‌واری را با استفاده از معادله (۸) تعریف می‌کنند:

$$H_{mt} = \frac{1}{Nt}\sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}^s_{imt}-1)^2 \quad (۸)$$

در معادله (۸) رفتار توده‌واری با (H_{mt}) نشان‌داده می‌شود و در دوره‌های زمانی مختلف برای هر سهم (i) یک (β^s_{imt}) وجود دارد و نشان‌دهنده تغییرات مقطعی بتا بوده که از احساسات توده‌واری نشأت گرفته است. در این معادله (N_t) تعداد سهم‌های (i) بازار در زمان t و (β^s_{imt}) بتای متعصبانه برای سهم iام در زمان t است. بنابراین تعریف بتای توده‌واری، عبارت است از تغییرات مقطعی واریانس بتاها در طول زمان که از تغییر احساسات توده‌واری نشأت خواهد گرفت. در ادامه معادله (۶) به صورت معادله (۹) بازنویسی می‌شود:

$$H_{mt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}^s_{imt}-1)^2 + \frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t}\eta^2_{im} \quad (۹)$$

در این معادله (η^2_{im}) خطای برآورد بوده و از آن‌جا که میانگین خطاهای مقطعی برآورد شده می‌توانند منجر به (H_{mt}) متعصبانه شود، مطابق با معادله (۸) معیار استاندارد شده از بتای توده‌واری ارائه می‌شود که به اندازه کافی آثار توده‌واری را در بر داشته (جزئیات بیشتر به هوانگ و سالمون، ۲۰۰۹) و معادله کاربردی این پژوهش خواهد بود:

$$H^*_{mt} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\hat{\beta}^s_{imt}-1}{\hat{\delta}_{\hat{\beta}_i}}\right)^2 \quad (۱۰)$$

در این معادله ($\hat{\delta}_{\hat{\beta}_i}$) خطای استاندارد مربوط به بتای توده‌وار ($\hat{\beta}^s_{imt}$) بوده و (N_t) تعداد سهم در بازار سهام در زمان t خواهد بود. جهت برآورد (H^*_{mt}) ابتدا باید ضریب بتای توده‌واری هوانگ و سالمون برآورد شود که براساس پیشنیه پژوهش، مقدار بتا در طول زمان عدد متغیری بوده و این تغییرات با

روش‌های مختلفی قابل محاسبه است. براین اساس در این پژوهش از ضریب بتای توده‌واری ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) مانند هوانگ و سالمون (۲۰۰۹)، کروکیدا و همکاران (۲۰۲۰) و سعیدی و فرهانیان (۱۳۹۰) استفاده می‌شود که در محاسبه آن از روش پنجره متحرک[1] استفاده شده و با استفاده از روش رگرسیون ساده، ضریب بتای توده‌واری ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) بدست می‌آید. مطابق با این روش، ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) با استفاده از معادله (۹) بدست می‌آید:

$$r_{it} = \alpha^{s}_{it} + \beta^{s}_{imt} * r_{mt} + \eta_{it} \qquad t = ۱, ۲, ۳, \ldots, T \qquad (۱۱)$$

در این معادله بازده اضافی سهم i (r_{it}) بر روی بازده اضافی کل بازار (r_{mt}) رگرس شده و η_{it} نیز مقادیر پسماندها و یا جملات اختلال حاصل از آن برای هر سهم i بوده و واریانس (β^{s}_{imt}) برای سهم i در زمان t با استفاده از معادله (۱۲) محاسبه خواهد شد:

$$\text{Var}\,(\hat{\beta}^{s}_{imt}) = \hat{\delta}_{\hat{\beta}_i} = \frac{\hat{\delta}^{2}_{\eta_{it}}}{\hat{\delta}^{2}_{mt}} \qquad (۱۲)$$

در معادله (۱۲)، ($\hat{\delta}^{2}_{mt}$) واریانس r_{mt} و در نهایت ($\hat{\delta}^{2}_{\eta_{it}}$) واریانس جملات پسماند رگرسیون‌های نمونه‌ای برای ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) است که از معادله (۱۱) بدست آمده‌اند. باید دقت کرد که متغیر ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) در طول زمان متغیر بوده که این امر برآوردهای متغیر رفتار بتای توده‌واری (H^{*}_{m}) را تحت تأثیر قرار خواهد داد. از طرفی محاسبات مربوط به ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) زمانی صحیح است که r_{it} و r_{mt} و η_{it} با سرعت یکسان تغییر یابند، در غیر این صورت (H^{*}_{m}) تحت تأثیر ناهمسانی واریانس قرار خواهد گرفت. برای رفع این مشکل از آماره t به عنوان شاخص اندازه‌گیری توده‌واری استفاده خواهد شد که مطابق آن متغیر ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) استاندارد می‌شود:

$$\frac{\hat{\beta}^{s}_{imt} - E(\hat{\beta}^{s}_{imt})}{stde(\hat{\beta}^{s}_{imt})} = \frac{\hat{\beta}^{s}_{imt} - 1}{\frac{\hat{\delta}_{\eta_{it}}}{\hat{\delta}_{mt}}} \qquad (۱۳)$$

بر این اساس با استفاده از آماره t که دارای توزیع نرمال با واریانس همسان است، بحث ناهمسانی واریانس‌های متغیر ($\hat{\beta}^{s}_{imt}$) و آثار نوسان بازار از بین رفته و قابلیت مقایسه توده‌واری در دو دوره متفاوت را فراهم می‌کند. نکته پایانی اینکه تفسیر ارقام بدست آمده برای شاخص رفتار بتای توده‌واری می‌توان این است که، توده‌واری افزایش و یا کاهش داشته یا اینکه بدون تغییر مانده است و نباید ارقام به صورت عددی مورد مقایسه قرار گیرند.

---

[1]. Rolling Windows

۳-۴- متغیر پنهان سیاست‌های پولی

در مدل رگرسیون (TVP-FAVAR) به تمامی متغیرهای پولی اجازه داده می‌شود تا در برآورد عامل پنهان سیاست‌های پولی (mon) با وزن‌های متغیر تأثیر بگذارند. به این ترتیب، ابزار اقتصادسنجی معرفی شده به صراحت این واقعیت را در نظر می‌گیرد که هر متغیر پولی آثار متفاوت و با شدت‌های متفاوت را در اقتصاد واقعی خواهند داشت. در این پژوهش با استفاده از ۹ متغیر سیاست پولی سعی بر پوشش کامل ابعاد مختلف آثار سیاست‌های پولی بر اقتصاد ایران شده که مطابق با آن، در بخش پایه پولی سه متغیر نرخ تغییر سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی، نرخ تغییر سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی و نرخ تغییراسکناس و مسکوک در جریان، در بخش نقدینگی برحسب عوامل موثر بر عرضه چهار متغیر نرخ تغییر خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، نرخ تغییر خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی، نرخ تغییر بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی و نرخ تغییر خالص سایر اقلام و در بخش نقدینگی بر حسب اجزای تشکیل دهنده آن دو متغیر نرخ تغییر حجم پول و نرخ تغییر حجم شبه پول استفاده شده است.

۳-۵- سایر متغیرهای کلان اقتصادی

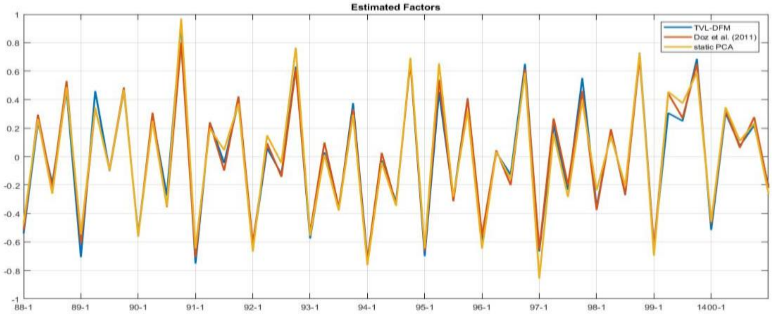
بر اساس مدل ارائه شده توسط کوپ و کروبیلیس (۲۰۱۳) y_t یک بردار از متغیرهای اصلی اقتصادی خواهد بود که داریم: $y_t = (H_{mt}, GDP^*, P^*, R_{mt}, liq_t)'$. مطابق با توضیحات داده شده (H_{mt}) متغیر رفتار بتای توده‌واری، (GDP^*) نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، (P^*) نرخ تورم، (Rm_t) نرخ بازده کل بازار بورس اوراق بهادار تهران و (liq_t) نرخ نقدشوندگی سهام موجود در بازار سهام است که براساس پیشنیه پژوهش بیشترین آثار را بر بازار بورس دارند.

۴- برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این پژوهش از داده‌های فصلی ۳۰ متغیر اقتصادی شامل ۴ متغیر بخش ارزی، ۷ متغیر بخش عملکرد مالی دولت، ۳ متغیر بخش پایه پولی بر حسب مصارف، ۴ متغیر بخش نقدینگی برحسب عوامل موثر بر عرضه و ۲ متغیر نقدینگی برحسب اجزای تشکیل دهنده آن، ۲ متغیر بخش تراز خارجی، قیمت طلا، قیمت نفت، نرخ بیکاری، تولید ناخالص داخلی، تورم، بازده کل بازار

بورس، شاخص نقدشوندگی بازار بورس[1] و در نهایت متغیر رفتار بتای توده‌واری برای برآورد مدل در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۸-۱ الی ۱۴۰۰-۴ استفاده شده که منبع داده‌ها نیز داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران است. همچنین داده‌های متغیرها قبل از به کارگیری در مدل ایستا شده‌اند. برآورد مدل (TVP-FAVAR) با استفاده از مدل رگرسیون طراحی شده توسط کوپ و کروبیلیس (۲۰۱۳) و نرم افزار متلب (MATLAB-2017) و با استفاده از ۲ وقفه انجام شده است.

براساس مدل طراحی شده کوپ و کوروبیلیس، سیاست‌های پولی به عنوان متغیر پنهان در نظر گرفته شده و محاسبه آن با استفاده از سه روش: مدل (TVP-FAVAR) ارائه شده توسط این افراد، مدل FAVAR روش دو مرحله‌ای دوز و همکاران[2] (۲۰۱۱) و مدل PCA انجام گرفته که نتایج برآوردها در شکل شماره (۱) قابل مشاهده است. همان‌طور که در این شکل مشاهده می‌شود، هر سه روش مذکور دارای محاسبات تقریبا یکسانی از متغیر پنهان سیاست‌های پولی بوده‌اند که موید اعتبار بالای مدل طراحی شده توسط این افراد است.



شکل ۱: برآورد متغیر پنهان سیاست‌های پولی (mon)

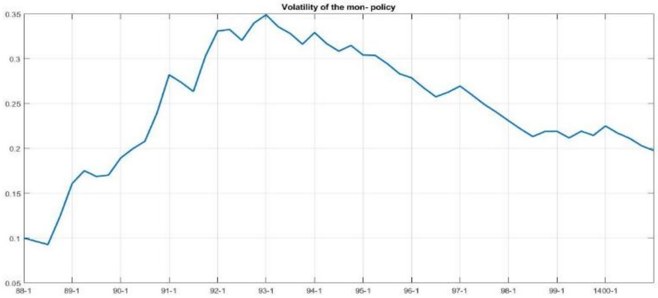
منبع: یافته‌های پژوهش

برای برآورد متغیر پنهان سیاست پولی سعی شده تا با استفاده از همه متغیرها و ابزارهای پولی تمامی ابعاد و آثار مختلف این سیاست‌ها شناسایی و خروجی دقیق‌تری از این متغیر دریافت شود. بر همین اساس، ۹ متغیر پولی شامل ۳ متغیر در بخش پایه پولی بر حسب مصارف، ۴ متغیر در بخش

[1]. توضیح اینکه محاسبات مربوط به شاخص‌های بازده کل و شاخص نقدشوندگی بازار بورس دارای فرمول‌های محاسباتی مخصوص به خود هستند که نحوه محاسبه آن‌ها به مطالعات پیشین این تحقیق ارجاع داده می‌شود.

[2]. Doz et al (2011)

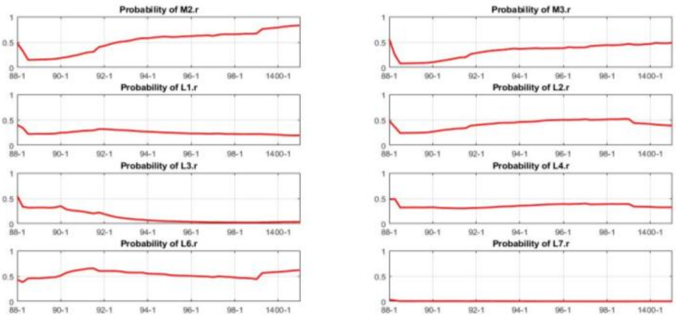
نقدینگی بر حسب عوامل موثر بر عرضه آن و ۲ متغیر نقدینگی بر حسب اجزای تشکیل دهنده آن برای محاسبات متغیر پنهان سیاست‌های پولی مورد استفاده قرار گرفته است. شکل (۲) اولین خروجی از برآورد متغیر پنهان بوده که مقدار تغییر آن برای کل بازه زمانی مورد بررسی را نشان داده و مطابق با آن بیشترین تغییرات آن مربوط به سال‌های ۱۳۸۸ تا اوایل سال ۱۳۹۳ بوده و پس از آن میزان تغییرات با اینکه همچنان مثبت بوده، با شیب ملایمی کاهش پیدا کرده است.



شکل ۲: میزان نوسانات متغیر پنهان سیاست پولی طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۳) مقدار احتمال مشارکت هر یک از انواع متغیرهای سیاست‌های پولی به کار برده شده در برآورد متغیر پنهان را نشان می‌دهد و برای تحلیل نمودارهای این شکل ضروری است اشاره شود که در ایران با توجه به استقلال عمل پایین بانک مرکزی و اجرای سیاست‌های پولی دولت توسط بانک مرکزی، بازه زمانی مورد بررسی به سه دوره ریاست جمهوری تقسیم شده و میزان اهمیت تاثیر گذاری هریک از متغیرها در برآورد متغیر پنهان به صورت کیفی به چهار طبقه: با اهمیت زیاد، متوسط،کم و بی‌اهمیت تفکیک شده است.



شکل ۳: مقدار احتمال مشارکت هریک از ۸ متغیر سیاست پولی در محاسبات عامل پنهان سیاست پولی

منبع: یافته‌های پژوهش

در محاسبه متغیر پنهان سیاست‌های پولی، یکی از متغیرهای این سیاست باید به عنوان شاخص اختصاصی سیاست پولی در نظر گرفته شود که مطابق با تئوری‌های اقتصادی این مسئولیت (با تاثیر ۱۰۰ درصدی بر متغیر پنهان) برای نرخ ذخیره قانونی در نظر گرفته شده و پس از آن میزان اهمیت ۸ متغیر باقی مانده مورد بحث قرار می گیرد.

جدول ۱: سطح اهمیت اثرگذاری هریک از ۸ متغیر سیاست پولی در محاسبه مقدار عامل پنهان سیاست پولی

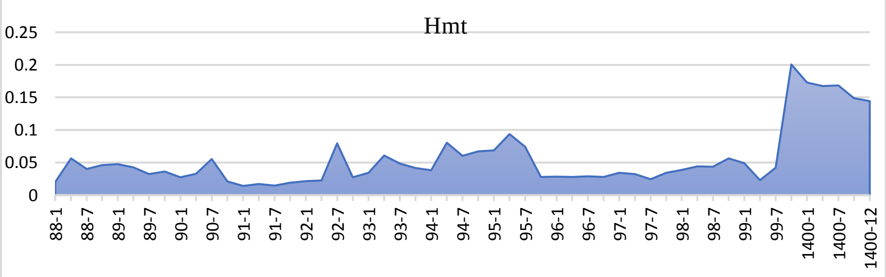
ردیف	عنوان متغیر	نام اختصاری	دوره ۸۸-۹۲	دوره ۹۲-۹۶	دوره ۹۶-۱۴۰۰
۱	نرخ تغییرسپرده های دیداری بانک ها	M2.r	کم	متوسط رو به زیاد	زیاد
۲	نرخ تغییراسکناس و مسکوک در جریان	M3.r	کم	کم رو به متوسط	متوسط
۳	نرخ تغییر خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی	L1.r	کم	کم	کم
۴	نرخ تغییر خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی	L2.r	کم	متوسط	متوسط
۵	نرخ تغییر بدهی بخش غیر دولتی به سیستم بانکی	L3.r	کم	کم رو به بی اهمیت	بی اهمیت
۶	نرخ تغییر خالص سایر اقلام	L4.r	کم	کم رو به متوسط	متوسط رو به کم
۷	نرخ تغییر حجم پول	L6.r	متوسط رو به زیاد	متوسط	متوسط روبه زیاد
۸	نرخ تغییر حجم شبه پول	L7.r	بی اهمیت	بی اهمیت	بی اهمیت

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۱) در بازه زمانی ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ تقریبا تمامی ابزارهای سیاست پولی دارای اهمیت کمی هستند و در دوره ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ از آنها با سطح اهمیت متوسط استفاده شده و در بازه زمانی ۱۳۹۶ الی ۱۴۰۰ سطح اهمیت کاربرد این ابزار از دوره قبلی بیشتر شده و این سیاست با قدرت بیشتری خود را در اکثر ابزارهای سیاست پولی نشان داده است. از طرفی یکی از ابزارهای مهمی که تقریبا در تمامی دوره‌های زمانی دارای تاثیر بالایی بوده و نه تنها در ایران بلکه در سایر کشورها نیز مورد استفاده قرار می گیرد، متغیر نرخ تغییر حجم پول بوده که این ابزار در هر سه دوره ریاست جمهوری با سطح اهمیت متوسط و به بالا به کار برده شده و در دوره ۱۳۹۶ الی ۱۴۰۰ بیشترین سطح

تاثیرگذاری و اهمیت آن بر متغیر پنهان بوده است. همچنین براساس خروجی‌ها نرخ تغییر حجم شبه پول کم اهمیت‌ترین متغیر در برآورد متغیر پنهان برای تمامی دوره‌های مورد بررسی بوده است.

شکل (۴) نتایج بدست آمده از برآوردهای مربوط به رفتار بتای توده‌وار را نشان می‌دهد که با استفاده از نرم‌افزار متلب و روش پنجره متحرک ۱۲ دوره‌ای بدست آمده است[1]. مطابق با توضیحات ارائه شده برای رفتار بتای توده‌واری در مبانی نظری پژوهش، مشاهده می‌شود که در تمامی بازه زمانی مورد بررسی مقدار این متغیر مثبت است که موید وجود رفتار بتای توده‌واری در بورس اوراق بهادار تهران است. باتوجه به شکل می‌توان گفت که بیشترین میزان بتای توده‌وار به طور پیوسته در اواخر سال‌های ۱۳۹۹ تا پایان سال ۱۴۰۰ اتفاق افتاده و پس از آن در سطحی پایین‌تر این رفتار در سال‌های ۱۳۹۴ تا اواخر سال ۱۳۹۵ بوده و در سایر فصول این نوع رفتار افراد سرمایه‌گذار در بورس تقریباً دارای مقداری مشابه و مثبت است.



شکل ٤: مقدار رفتار بتای توده‌وار بورس اوراق بهادار ایران ۱۳۸۸ الی ۱۴۰۰

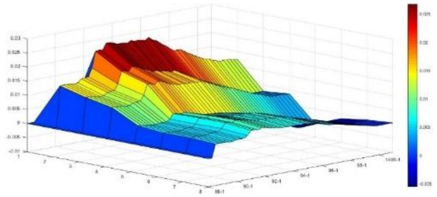
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از تکانه‌های مربوط به هریک از متغیرهای کلان به همراه متغیر پنهان سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار با استفاده از دو وقفه و تحلیل تکانه‌ها تا هشت فصل مطابق با اشکال ۵ تا ۱۰ بدست آمده که بر اساس قابلیت مدل رگرسیون (TVP-FAVAR)، نتایج در زمان متغیر بوده و در قالب سه بعدی بوسیله نرم افزار متلب ترسیم شده است. بر این اساس محورهای افقی مربوط به دوره زمانی مورد بررسی (۱۴۰۰-۱۳۸۸) و تعداد دوره آثار شوک‌ها (تا ۸ فصل) بوده و محور عمودی مقادیر آثار تکانه‌های آنی متغیرها بر روی رفتار بتای توده‌وار را نشان می‌دهد.

---

[1]. برای مطالعه بیشتر و درک کامل از نحوه محاسبه پنجره متحرک در محاسبه رفتار بتای توده‌واری به مقاله سعیدی و فراهانیان (۱۳۹۱) مراجعه شود.

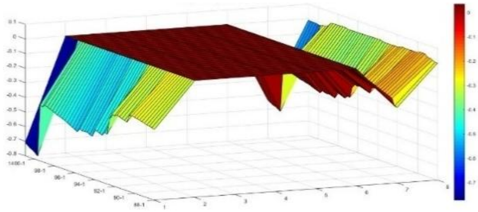
بر اساس شکل (۵) با اعمال سیاست‌های پولی انبساطی در فصل اول آثار مثبت آن بر رفتار بتای توده‌وار نمایان شده و در فصل دوم بیشترین تاثیر را بر آن داشته و تا چهار فصل آثار قابل توجه بوده و از فصل پنجم این آثار تقریبا نامحسوس و قابل چشم‌پوشی شده‌اند. همچنین بیشترین آثار سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ بوده به عبارتی در این سال‌ها، سیاست‌های پولی انبساطی دولت و تصمیم‌گیران اقتصادی تقویت‌کننده رفتار بتای توده‌واری شده و اما در سال‌های ۱۳۹۸ الی ۱۴۰۰ مانند سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ این آثار پایین‌تر بوده و در سال ۱۴۰۰ و پس از گذشت پنج فصل منفی شده است.



شکل ٥: اثر شوک آنی سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

شکل (۶) اثر شوک‌های آنی رفتار بتای توده‌وار بر خود متغیر را نشان می‌دهد که براساس آن در فصول اول و هفتم این آثار منفی بوده و در سایر فصول تقریبا صفر می‌شود. از طرفی باید اذعان کرد که آثار منفی این شوک‌ها در فصول اول و هفتم سال ۱۴۰۰ قدرتمندتر و متفاوت‌تر از سایر سال‌های مورد بررسی بوده است.

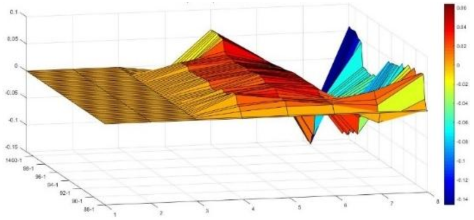


شکل ٦: اثر شوک آنی رفتار بتای توده‌واری بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس شکل (۷) اثر شوک‌های آنی تغییرات تولید ناخالص داخلی بر رفتار توده‌وار تا سه فصل اول صفر بوده و پس از آن آثار هر چند کم اما به صورت مثبت خود را نشان داده (در سال ۱۴۰۰ این آثار در فصل چهارم منفی شده و در فصل پنج به یک باره مثبت شده) و در فصل هفتم

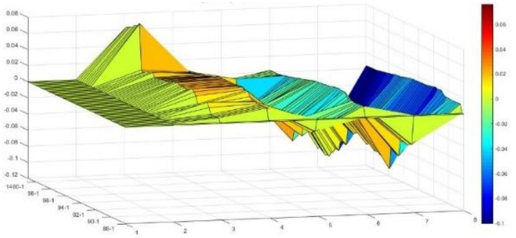
این اثر منفی و در فصل هشت دوباره مثبت شده است.



شکل ۷: اثر شوک آنی تولید ناخالص داخلی بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

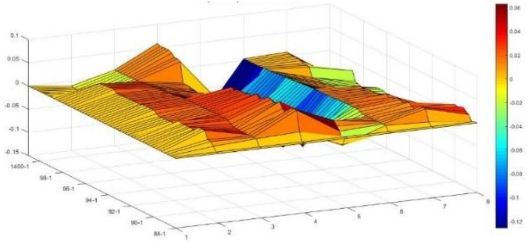
آثار شوک‌های آنی نرخ تورم بر رفتار بتای توده‌وار باتوجه به شکل (۸) پس از دو فصل بی‌تاثیری، در فصل سوم مثبت شده و تا فصل چهارم ادامه داشته و پس از آن این آثار منفی می‌شود که بیشترین تاثیر منفی این متغیر بر رفتار بتای توده‌وار در فصل هفتم و در سال ۱۴۰۰ مشاهده می‌شود.



شکل ۸: اثر شوک آنی تورم بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

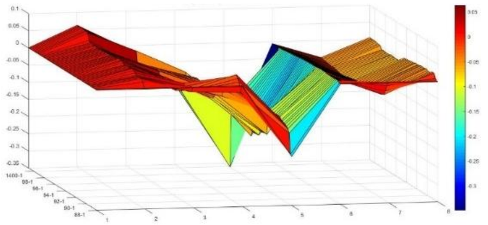
آثار شوک آنی بازده کل بورس بر رفتار بتای توده وار مطابق با شکل (۹) هرچند پایین بوده ولی تا چهار فصل مثبت و در فصل پنجم به یک باره منفی شده (به طور خاص در سال ۱۴۰۰) و دوباره در فصول بعدی این آثار مثبت می‌شود.



شکل ۹: اثر شوک آنی بازده کل بورس بر رفتار بتای توده‌وار

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس شکل (۱۰) آثار شوک آنی مقدار نقدشوندگی سهام موجود در بورس بر رفتار بتای توده‌وار تا دو فصل اول هر چند کم اما مثبت بوده و از فصل سوم تا هفتم این آثار منفی (به طور خاص در فصل پنجم) شده است.



شکل ۱۰: اثر شوک آنی نقدشوندگی بازار بورس بر رفتار بتای توده‌واری

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون (TVP-FAVAR) کوپ و کروبیلیس(۲۰۱۳)، نرم‌افزار متلب (MATLAB) و داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰، آثار متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم، بازده کل بازار بورس، شاخص نقدشوندگی بازار بورس و متغیر پنهان سیاست‌های پولی بر رفتار بتای توده‌وار افراد سرمایه‌گذار بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. باید اذعان کرد که با توجه به قابلیت‌های مدل، تعداد متغیرهای به کار برده شده برای تعیین متغیر پنهان سیاست‌های پولی بیشتر بوده و توانسته ابعاد مختلف این سیاست را به شکلی جامع پوشش داده و آثار آن را در قالب یک متغیر پنهان ارائه دهد. از طرفی این قابلیت در مدل وجود داشته تا تغییر ضرایب برآوردگرها در طول بازه زمانی مورد بررسی را مشاهده و بتوان تاثیر تغییرات متغیرهای توضیحی براساس تحولات ایجاد شده آنها را تحلیل کرد.

در محاسبه متغیر رفتار بتای توده‌وار، وجود این رفتار در بازار بورس اوراق بهادار تهران و کل بازه زمانی مورد بررسی تایید شده و مطابق با خروجی‌ها، اوج رفتار بتای توده‌وار مابین سال‌های ۱۳۹۹ تا پایان سال ۱۴۰۰ و در سطحی پایین‌تر مابین سال‌های ۱۳۹۴ تا اواخر سال ۱۳۹۵ اتفاق افتاده است. خروجی‌های بدست آمده از مدل رگرسیون (TVP-FAVAR) نشان دهنده آن است که واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیر پنهان سیاست‌های پولی انبساطی تا چهار فصل اول دارای آثار

بالایی بر رفتار بتای توده‌وار بوده به عبارتی تغییرات در سیاست پولی توانسته در همان فصل اول و دوم آثار مهمی بر رفتار بتای توده‌وار گذاشته و در فصول بعدی این آثار ناچیز شده و اوج این واکنش‌ها در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ اتفاق افتاده است. واکنش آنی سایر متغیرها بر رفتار بتای توده‌وار نیز به این صورت بوده که: واکنش آنی متغیر رفتار بتای توده‌وار روی خود در دو فصل اول و هفتم تاثیر منفی و در سایر فصول بی‌تاثیر بوده، متغیر تولید ناخالص داخلی پس از سه فصل بی‌تاثیری دارای آثار مثبت ناچیزی شده، متغیر نرخ تورم پس از دو فصل بی‌تاثیری در فصل سوم و چهارم مثبت شده و پس از آن این آثار منفی می‌شود، متغیر بازده کل بورس هرچند دارای آثار پایین بوده ولی تا چهار فصل مثبت و در فصل پنجم به یک باره منفی شده و در نهایت متغیر نقدشوندگی سهام موجود در بورس تا دو فصل اول هرچند کم ولی مثبت و از فصل سوم تا هفتم این آثار منفی شده است. از نقاط قوت این پژوهش استخراج مقدار احتمال تاثیرگذاری هریک از ابزارهای سیاست پولی در مقدار عددی متغیر پنهان سیاست پولی بوده که در این میان نرخ تغییر حجم پول و نرخ تغییر سپرده‌های دیداری بانک‌ها بیشترین و نرخ تغییر حجم شبه پول کمترین تاثیرگذاری را داشته و به راحتی می‌توان ادعا کرد تصمیم‌گیران اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۸ از اکثر ابزارهای سیاست‌های پولی برای اجرای این سیاست‌ها استفاده کرده‌اند.

در یک جمع‌بندی کلی باید گفت که اقتصاد ایران یک اقتصاد در حال توسعه و دارای محدودیت‌های مخصوص به خود بوده و برنامه‌ها و عملکردهای تصمیم‌گیران اقتصادی بر رفتار افراد تاثیرگذار است. مشاهده می‌شود که دولت جهت خط‌دهی و هدایت افراد سرمایه‌گذار در بازار بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از سیاست‌های پولی خود می‌تواند اثرگذاری عمده‌ای در این جهت داشته باشد. از این رو دولت و تصمیم‌گیران اقتصادی می‌توانند در زمان‌هایی که این بازار دارای حباب قیمتی بوده و یا بازار از مسیر خود خارج می‌شود بر رفتار آنها اثرگذار باشند. ذکر این نکته ضروری است که در این مسیر نباید دولت اعتبار اطلاعاتی خود را از دست بدهد چرا که در مباحث رفتاری دقیقا بر رفتارهای انسان معمولی و نه انسان اقتصادی توجه می‌شود که حتی می‌تواند پاسخ عکس از سرمایه‌گذاران را دریافت کند. از جنبه دیگر اینطور می‌توان ادعا کرد اگر زمانی دولت تصمیم بر اثرگذاری کمتر در این بازار را داشته باشد، می‌تواند با تنوع بخشی در ابزارهای سیاست پولی هم به اجرای سیاست‌های پولی خود اقدام کند و هم آثار آن بر بازار بورس را غیر قابل

پیش‌بینی کند، درغیر این صورت پیشنهاد جایگزین برای اجرای سیاست‌ها صرفاً انضباط پولی خواهد بود که می‌تواند این آثار را کاهش دهد. پیشنهاد دیگری که می‌تواند برای پژوهش‌های آتی جذاب و روشنگر مسیر سیاست‌گذاری‌های دولت باشد این است که بررسی شود که تاثیرگذاری سیاست‌های پولی بر کدام یک از صنایع حاضر در بورس و نمادهای بورسی بیشتر بوده تا براساس آن سیاست‌گذاران بتوانند با اعمال سیاست‌های پولی اقدام به مسیردهی رفتار توده‌واری سرمایه‌گذاران در این بازار نموده و بتوانند بخشی از سرمایه را به صنایع خاص هدایت نمایند.

References

Akbari, J. Bakhtiari, S. Sameti, M. & Ranjbar, h. (2018). "The Effect of Oil Shocks on the Relationship between Income - Government Expenditure in Iran and Challenges of Management and Impulse Control". Modiriat-e-Farda Journal **17**: 31-44. (In Persian)

Akkoç, U. Akçağlayan, A. & Akkoç G.K. (2021). "The Impacts of Oil Price Shocks in Turkey: Sectoral Evidence from the FAVAR Approach". Economic Change and Restructuring **54**: 1147–1171.

Antonakakis, N. Chatziantoniou, I. & Gabauer, D. (2019). "Cryptocurrency Market Contagion: Market Uncertainty, Market Complexity, and Dynamic Portfolios". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money **61**: 37–51.

Babajani, J. Ebadi, J. & Moradi, N. (2015). "Herding Behaviour in Mutual Fund Industry, Evidence from Tehran Stock Exchange". Journal of Empirical Studies in Financial Accounting **12**(47): 47-71. (In Persian)

Barkhordari, S. & Froughi Far, M. (2020). "The Dynamic Regional Effects of Monetary Policy on Employment in Iran (TVP-FAVAR Approach)". Quarterly Juornal of Applied Theories of Economics **6**(4): 109-136. (In Persian)

Bernanke, B.S. Boivin, J. & Eliasz, P. (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach". Quarterly Journal of Economics **120**: 387-422.

Cai, F. Han, S. Li, D. & Li, Y. (2018). "Institutional Herding and Its Price Impact: Evidence from the Corporate Bond Market". Journal of Financial Economics **131**(1): 139-167.

Chashti, M. Lotfalipour, MR. Behname, M. & Enrahimi Salari, T. (2019). "Evaluating the Impacts of Balance of Payments Variables Shock on Selected Macroeconomic Variables Using FAVAR". Journal of Economic Modeling Research - Kharazmi University (37): 69-104. (In Persian)

Christou, C. Gupta, R. & Nyakabawo, W. (2019). "Time-Varying Impact of Uncertainty Shocks on the US Housing Market". Economics Letters. 180: 15–20.

Devenow, A. & Welch, I. (1996). "Rational Herding in Financial Economics". European Economic Review **40**(3–5): 603–615.

Erdogan, H.H. (2021). "Beta Herding in the Covid-19 Era: Evidence from Borsa Istanbul". Business and Economics Research Journal **12**(2): 359-368.

Farahani, M. Marzban, H. Dehghan, Z. & Akbarian, R. (2018). "The Theory of Measuring Effects of Interest rate shock on the Macro Factors in Iran: A Factor-Augmented Vector Autoregressive, Approach". Quarterly Journal of Applied Economics Studiesin Iran **7**(25): 29-54. (In Persian)

Fratzscher, M. Lo Duca, M. & Straub, R. (2016). "ECB Unconventional Monetary Policy: Market Impact and International Spillovers". IMF Economic Review **64**(1): 36–74.

Fu, B. & Wang, B. (2020). "The Transition of China's Monetary Policy Regime: Before and After the Four Trillion RMB Stimulus". Economic Modelling **89**: 273-303.

He, F. Ma, F. Wang, Z. & Yang, B. (2021). "Asymmetric Volatility Spillover between Oil-Importing and Oil-Exporting Countries' Economic Policy Uncertainty and China's Energy Sector". International Review of Financial Analysis **75**: 101739.

Heydari, H. (2018). "Constructing a Factor Augmented VAR Model to Analyze Transmission of Oil and Monetary Shocks to Iranian Economy". Journal of Economic Modeling Research - Kharazmi University (34): 71-106. (In Persian)

Heidari, M. & Abdoli, G. (2021). "Investigating the Collective Behavior of Investors in the Tehran Stock Market Using the Trading Volume". Economic Research **55**(4): 813-830. (In Persian)

Hwang, S. Rubesam, A. & Salmon, M. (2009). "Beta Herding through Overconfidence: A Behavioral Explanation of the Low-Beta Anomaly". Journal of International Money and Finance **111**: 102318.

Hwang, S. & Salmon, M. (2004). "Market Stress and Herding". Journal of Empirical Finance **11**: 585–616.

Hwang, S. & Salmon, M. (2007) "Sentiment and Beta Herding". https://www.researchgate.net/publication/228953705.

Jackson, L. E. Owyang, M. T. & Zubairy, S. (2018). "Debt and Stabilization Policy: Evidence from a Euro Area FAVAR". Journal of Economic Dynamics & Control **93**: 67-91.

Khan, A. (2018). "A Behavioral Approach to financial Supervision, Regulation, and Central Banking". International Monetary Fund Working Papers. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/08/02/A-Behavioral-Approach-to-Financial-Supervision-Regulation-and-Central-Banking-46146.

Khalili Araghi, M. Farzinvash, A. & Sadri, H. (2019). "The Impacts of Financial Development on Growth: TVP-FAVAR Model". The Economic Research (Sustainable Growth and Development) **19**(3): 31-59. (In Persian)

Khezri, M. Sahabi, B. Yavari, K. & Heydari, H. (2015). "Speculation Effects on Inflation in Iran Economy: TVP-FAVAR Model". Economics Research **15**(57): 193-228. (In Persian)

Khezri, M. Kazemnaziri, M. & Gharloghi, S. (2021). "An Experimental Study on the Effects of ICT Developmental Policies on Iran's Economic Growth". Quarterly

Journal of the Macro and Strategic Policies **8**(4): 692-715. (In Persian)
Khodaparast Shirazi, J. (2017). "Metamorphosis of Monetary Transmission Over Time: DSGE and FAVAR Approach". Quantitative Economics **14**(1): 143-172. (In Persian)
Koop, G. & Korobilis, D (2014). "A New Index of Financial Conditions". European Economic Review **71**: 101–116.
Krokida, S. I. Makrychoriti, P. & Spyrou, S. (2020). "Monetary Policy and Herd Behavior: International Evidence". Journal of Economic Behavior & Organization **170**: 386-417.
Leua, S. C-Y. & Robertson, M. L. (2021). "Mortgage Credit Volumes and Monetary Policy After the Great Recession". Economic Modelling **94**: 483-500.
Lutz, C. (2015). "The Impact of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Investor Sentiment". Journal of Banking & Finance **61**: 89-105.
Luvsannyam, D. & Khuslen, B. (2019). "A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach for Monetary Policy: Replication of the Empirical Results in Measuring the Effects of Monetary Policy". Journal of Applied Econometrics **34**(5): 820-821.
Mosavijahromi, Y. Mehrara, M. & Totonchi, S. (2020). "Evaluating the Most Important Factors Effecting Direct Taxes in Iranian Economy with TVP-DMA and TVP-FAVAR Models Approach". Quarterly Journal of Applied Economics Studiesin Iran **11**(34): 39-75. (In Persian)
Mozaffari, M. (2011). "Examination of Herding Behavior of Investment Company in Tehran Stock Exchange". Financial Knowledge of Securities Analysis (15): 69-81. (In Persian)
Nelson, L. & Stear, E. (1976). "The Simultaneous On-Line Estimation of Parameters and States in Linear Systems". IEEE Transactions on Automatic Control **21**: 94 -98.
Pourzamani, Z. (2012). "Appraising the Herding Behavior on Institutional Investors with Christie and Huang Model in Tehran Stock Exchange". Investment knowledge - Iranian Financial Engineering Association **1**(3): 147-160. (In Persian)
Raimundo Junior, G. D. S. Klotzle, M. C. Figueiredo Pinto, A. C. & Leite. A. L. (2020). "Political Risk, Fear, and Herding on the Brazilian Stock Exchange". Applied Economics Letters **27**: 9-763.
Raimundo Junior, G. D. S. Palazzi, R. B. Klotzle, M. C. & Figueiredo Pinto, A. C. (2020). "Analyzing Herding Behavior in Commodities Markets – An Empirical Approach". Finance Research Letters **35**: 101285.
Rocha Lima, E. C. Martinez, T. S. & Cerqueira Vin, L. D. S. (2018). "Monetary Policy and Exchange Rate: Effects on Disaggregated Prices in a FAVAR Model for Brazil". Brazilian Review of Econometrics **38**(1): 129–174.
Sadeghi, S.K. Beheshti, M.B. Ranjpour, R, & Ebrahimi, S. (2017). "Fiscal Policies and Income Distribution in Iran: FAVAR Approach". Quarterly Journal of Economic Modeling **39**(3): 75-98. (In Persian)
Saeedi, A. Farhanian, M. J. (2012). "To Study the Investor Herd Behavior in Tehran

Stock Exchange". Journal of Securities Exchange **4**(16): 175-198. (In Persian)

Serati, M. & Venegoni, A. (2019). "The Cross-Country Impact of ECB Policies: Asymmetriesin – Asymmetries Out". Journal of International Money and Finance **90**: 118–141.

Schmeling, M. & Wagner, C. (2019). "Does Central Bank Tone Move Asset Prices?". (October 23, 2019). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2629978.

Shams, S.F. & Esfandiari Moghadam, A.T. (2018). "The Relationship of Behavioral Herding with the Performance and Characteristics in Investment Companies of Tehran Stock Exchange". The Financial Accounting and Auditing Researches **10**(38): 47-66. (In Persian)

Sharifi, S.M.R. Haghighat, A. Ebrahim, M. & Aminifard, A. (2018). "The Relationship between Underground Economy and Financial Dewlopment in the TVP-FAVAR Framework: Evidence from Iran’s Economy". Journal of Financial Econoics **13**(46): 41-71. (In Persian)

Tillmann, P. (2016). "Unconventional Monetary Policy and the Spillovers to Emerging Markets". Journal of International Money and Finance **66**: 136–156.

Tsionas E. M. & Philippas, N. (2013). "Revisiting Herding Behavior: Likelihood Evidence". (February 10, 2013). Available at SSRN Electronic Journal, https://ssrn.com/abstract=2214580.

Wu, Z. & Chong, T. T-L. (2019). "Price Rigidity in China: Empirical Results at Home and Abroad". China Economic Review **55**: 218-235.

Zanjirdar, M. & khojasteh, S. (2017). "The Impact of Investors’ herding Behavior on the Stock Returns Using Huang and Solomon Model". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies **4**(15): 115-134. (In Persian)