Agricultural Economics and Development

Vol. 32, No. 126, Summer 2024

Research Paper

Macroeconomic Determinants of Food Inflation in Iran: TVP-VAR Approach

H. Hatami [1], *A. Alavi-Rad* [2]

Received: 2 January, 2022 Accepted: 10 August, 2024

Introduction: Inflation is one of the major economic problems in developing countries as well as emerging economies. Therefore, ensuring stable prices is always one of the main goals of the monetary authorities and indeed the government. Meanwhile, inflation is particularly important in the food sector, because the vital and constant human need for food increases the vulnerability of low-income people and makes them face a serious challenge in meeting their life needs. Factors affecting food inflation can be examined from two viewpoints: structuralists and monetarists. Structuralists believe that real impulses in certain sectors of the economy cause price increases in that sector, and this issue is especially important in developing countries. According to this view, factors such as the elasticity of the supply of agricultural products, currency restrictions, wages and high prices in the food sector result in inflation and its sustainability. On the other hand, monetarists believe that monetary policies cause inflation in various sectors, including the food sector. These policies are carried out in order to regulate the value of money, control the interest rate and influence the level of inflation and social employment. In general, monetary policies can have direct and indirect effects on food inflation in a country by adjusting factors such as interest rates, currency value, and the amount of money in circulation. Azamzadeh Shooroki & Khalilian (2010) investigated the effect of monetary policies on the food price index in Iran using the ARDL model. The results of this study also showed that there was a long-term relationship between monetary policy variables and the food price index, and the food price index had a positive relationship with the interest rate, liquidity and exchange rate. Ghahremanzadeh et al. (2016)

1. PhD. Student, Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Abarkouh, Iran.

2. Corresponding Author and Associate Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran (ab.alavirad@iau.ac.ir).

DOI: 10.30490/aead.2024.361093.1497

investigated the effect of macroeconomic variables on food inflation in Iran using the Structural Vector Error Correction Model (SVECM). The results of this study showed that in the long term, the added value shock of the agricultural sector had a negative and significant effect and the amount of money had a positive and significant effect on food inflation. In his study, De Haan (2020) examined the effect of monetary policies on inflation and expected inflation. In this study, using an econometric model, it was shown that both people's information and monetary policies could affect expected inflation. Accordingly, this study would be able to fill this research gap by using the vector autoregression approach with time-varying coefficients known as Time-Varying Parameter Vector Auto-Regression (TVP-VAR) model and provide policy makers with practical results of dynamic changes in the effect of macro variables on food inflation. Therefore, this study aimed at investigating the impact of macroeconomic variables on food inflation. Macroeconomic variables considered in the model of this study included economic growth rate (Pishbahar & Baghestani, 2014), interest rate, liquidity growth and investment (Ismaya & Anugrah, 2018) and exchange rate.

Materials and Methods: One of the methods that is used more recently in economic literature is the TVP-VAR model. The difference between this model and the models of fixed VAR coefficients is that it allows changes in the parameters over time and has the ability to flex the coefficients according to changes in conditions, structural failures and cyclical changes; therefore, it will bring more accurate results. The initial VAR model introduced by Sims (1980) was one of the important models for investigating the relationship between various economic variables using shock-reaction functions.

Results and Discussion: In order to test the unit root, considering the seasonality of the investigated data, the HEGY test was used to check the reliability of the variables. Based on the seasonal unit root test of HEGY, for all variables, despite the intercept elevation and the trend, the null hypothesis of the existence of a seasonal unit root is rejected and therefore, the seasonal data used in this study are at a stable level. The results of the graphs related to the estimation of the coefficients of macroeconomic variables and food inflation in the model make it clear that the coefficients are not the same over time and for all cases except for investment and food inflation itself, different parameters are found during the studied time period. In other words, these results confirm that relying on constant parameters over time obtained from the usual VAR approach in such a case has the ability to estimate only the average of the changes of the variables affecting food inflation. This issue highlights the importance of using the TVP-VAR model

in analyzing the impact of macroeconomic variables on food inflation. After estimating the model and testing the parameters, point shock reaction analysis (shock reaction analysis at different points in time) was used to investigate the dynamic effects of macroeconomic variables on food inflation. In general, three intervals with different lengths were chosen to reflect the short-term, medium-term and long-term response changes of the dependent variable and the independent variable. The noteworthy point in this graph is that although this self-motivated positive influence decreases from the second period onwards, it does not disappear. This result is consistent with the steady increase in food inflation in Iran's economy during the period under review. The relationship between investment and inflation can occur through two supply and demand channels, the first channel leads to an increase in inflation and the second channel leads to its decrease. The important point is that according to the findings of this study, the positive effect of the exchange rate increase on food inflation has an upward trend and does not disappear over time. The consequences of the increase in the exchange rate on the increase in the price of imported goods, as well as creating incentives for food exports, can be among the reasons for this issue.

Conclusion and Suggestions: According to the literature on the subject, among the key variables affecting food prices are economic growth, exchange rate, interest rate, investment and liquidity growth. Therefore, this study aimed at investigating the effect of these macroeconomic variables on food inflation. For this purpose, seasonal data from 2001 to 2020 and the TVP-VAR model were used. The results showed that the effect of estimated parameters on the food inflation was varied over time; therefore, the results obtained from the TVP-VAR model are superior to other economic models that do not consider the dynamics of coefficients. Among the advantages of this method is the possibility of point analysis of impact reaction. The study results showed that economic growth had a negative effect on food inflation, and this confirms the contribution of economic growth to increasing food production and supply. Based on this, it is suggested that the improvement of food production infrastructures, including technology infrastructures in agriculture, storage and processing industries, should be taken into consideration by policymakers. This issue can be emphasized according to the results of this study on the effect of increasing investment on reducing food inflation in the long term. On the other hand, the results showed that an increase in interest rates also would lead to an increase in food inflation. The root of this issue can also be traced to the high share of financial costs in the food production and supply sector. Based on this, it is suggested that the policy makers provide access to food producers, including farmers and industries active in food

production, to low-interest credits and capital. Finally, this result is important that the increase in food inflation at one point in time has a stable increasing effect on food inflation in future periods. Therefore, the policy maker should be aware of the impact of macroeconomic variables on food inflation and give it double priority considering its dependence on food security and community health.

Keywords: *Macroeconomic Variables, Food Inflation, TVP-VAR Model, Iran.*

JEL Classification: C21, E31, E5

اقتصاد کشاورزی و توسعه

سال ۳۲، شماره ۱۲۶، تابستان ۱۴۰۳

مقاله پژوهشی

متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر تورم مواد غذایی در ایران: رویکرد TVP-VAR

حسین حاتمی[۱]، عباس علوی راد[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۲۰

چکیده

هدف مطالعهٔ حاضر بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران بود. بدین منظور، از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ و مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در طول زمان (TVP-VAR) استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل TVP-VAR نشان داد که اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در طول زمان متغیر است. بر اساس این نتایج، نرخ رشد اقتصادی بر تورم مواد غذایی اثر منفی دارد و این اثر منفی در طول زمان افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، تورم مواد غذایی نسبت به یک انحراف معیار تکانه (شوک) در نرخ رشد نقدینگی و نرخ بهره اثر مثبت نشان داده و این اثر پایدار بوده است. نتایج، همچنین، نشان داد که با افزایش نرخ ارز، تورم مواد غذایی نیز افزایش می‌یابد و این اثر در طول زمان با افزایش مواجه شده است. البته، افزایش سرمایه‌گذاری به کاهش تورم مواد غذایی منجر شده و اثر منفی آن در طول زمان افزایشی است. این نتیجه دارای اهمیت است که افزایش تورم مواد غذایی در یک نقطه از زمان اثر افزایشی پایدار بر تورم مواد غذایی در دوره‌های آتی دارد. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که با بهبود زیرساخت‌های

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران.
۲- نویسندهٔ مسئول و دانشیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. (ab.alavirad@iau.ac.ir)

DOI: 10.30490/aead.2024.361093.1497

تولید محصولات غذایی از جمله زیرساخت‌های فناوری در بخش کشاورزی، ذخیره‌سازی و صنایع تبدیلی، از افزایش تورم مواد غذایی و اثرات پویا و پایدار آن بر امنیت غذایی و سلامت جامعه جلوگیری شود.

کلیدواژه‌ها: *متغیرهای کلان اقتصادی، تورم مواد غذایی، الگوی TVP-VAR، ایران.*

طبقه‌بندی JEL : C21, E31, E50

مقدمه

تورم یکی از مشکلات اقتصادی عمده در کشورهای در حال توسعه و نیز اقتصادهای نوظهور است. بنابراین، تضمین قیمت‌های پایدار همواره یکی از اهداف اصلی مقامات پولی و در واقع، دولت است. از جمله اثرات منفی تورم، کاهش قدرت خرید ارزش پول یک کشور است که می‌تواند منجر به کاهش استاندارد زندگی و رفاه عمومی شود (Akinbode et al., 2021). در این بین، تورم در حوزه مواد غذایی اهمیتی ویژه دارد، زیرا نیاز حیاتی و دائمی انسان به غذا آسیب‌پذیری افراد با درآمد کم را افزایش می‌دهد و آنها را با چالش جدی در تأمین نیازهای زندگی خود مواجه می‌کند (Anand et al., 2014). با افزایش قیمت غذا، اگرچه تغییر الگوی مصرف برای خانوارهای با درآمد بالا امکان‌پذیر است، اما خانوارهای با درآمد پایین به‌دلیل سهم بالای هزینه‌های خوراکی در سبد مصرفی‌شان با خطر سوءتغذیه بیشتری مواجه می‌شوند (Norazman et al., 2018). با این حال، تورم مواد غذایی به درجات مختلف به‌عنوان یک پدیده جهانی شناخته شده است (Akinbode et al., 2021).

با توجه به داده‌های ارائه‌شده توسط سازمان خواربار و کشاورزی (فائو)، قیمت کالاهای غذایی در بازارهای جهانی در اوایل دهه ۲۰۰۰ به‌آرامی شروع به افزایش کرد و در بازه سال‌های ۲۰۰۶ تا اواسط سال ۲۰۰۸ به سطح بالایی رسید. از اواخر سال ۲۰۱۰ تا اوایل سال ۲۰۲۰، قیمت‌های غذا نسبتاً پایدار بودند؛ اما پس از آن، به‌گونه‌ای چشمگیر افزایش یافتند. این افزایش به تأثیرگذاری ویروس کووید-۱۹ نسبت داده می‌شود (FAO, 2023; WFP, 2022). همچنین، از فوریه ۲۰۲۲ تا مارس ۲۰۲۲، قیمت‌های جهانی غذا با نرخ قابل توجه ۱۲/۶۴ درصد افزایش یافتند. این افزایش به تأثیر حمله روسیه به اوکراین نسبت داده شد (FAO, 2022). افزون بر ویروس کووید-۱۹ و جنگ روسیه و اوکراین به‌عنوان دلایل افزایش قیمت‌های جهانی غذا (FAO, 2022; WFP, 2022)، عوامل دیگری همچون خشکسالی در کشورهای تولیدکننده اصلی، افزایش استفاده از مواد خوراکی در تولید سوخت‌های زیستی، افزایش سریع قیمت‌های نفت و در نتیجهٔ آن، افزایش هزینه‌های تولید و فرآوری، افزایش جمعیت، کمبود منابع مالی برای کشاورزی (Abbott & Borot, 2011; Mawejje, 2016; Mbowa et al., 2012; Simler, 2010)، افزایش ناگهانی و دوره‌ای در تقاضای غذا، افزایش درآمدهای مردم

و تغییرات در ترجیحات مصرف مصرف‌کنندگان (Banse et al., 2008) به‌عنوان عوامل مؤثر در افزایش قیمت‌های جهانی غذا مطرح شده‌اند. بنابراین، فشار تورم بالا، به‌ویژه در قیمت غذا، در دهه گذشته در بسیاری از کشورها به‌عنوان یکی از اولویت‌های اصلی مطرح بوده و توسعه اجتماعی- اقتصادی آنها را مختل کرده است (Ambachew et al., 2012)؛ و از این‌رو، به چالشی بزرگ برای سیاست‌گذاران در سطح جهانی تبدیل شده است (Awan & Imran, 2015)، زیرا تورم بالای قیمت مواد غذایی نه‌تنها بر ثبات اقتصاد کلان بلکه بر امنیت غذایی کشورهای در حال توسعه نیز تأثیر می‌گذارد (Zhang et al., 2010). در سال‌های اخیر، تورم مواد غذایی مانند سایر کالاها در ایران نیز شدت بیشتری پیدا کرده است. تحلیل داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد که در بیست سال اخیر، تورم مواد غذایی روند صعودی داشته و در سال ۱۳۹۹، به بیشترین مقدار خود یعنی، ۵۵ درصد رسیده است. این موضوع را می‌توان ناشی از تغییر و تحولات اخیر در سایر بخش‌ها از جمله بازار ارز، تحریم، افزایش هزینه تولید و سایر عوامل دانست (Alavi-Rad et al., 2022).

به‌طور کلی، قیمت مواد غذایی از عوامل متعدد تأثیر می‌پذیرد که به‌صورت کلی، می‌توان این عوامل را به عوامل طرف تقاضا و عوامل طرف عرضه تقسیم کرد. عوامل جوی، تغییر در نهاده‌ها، محدودیت واردات و تغییر در هزینه تولید از جمله عوامل طرف عرضه مؤثر بر قیمت مواد غذایی به‌شمار می‌روند (Akpan, 2009; Nazlioglu & Soytas, 2011; Kidane &Woldemichael, 2020). از سوی دیگر، رشد جمعیت، تغییر در قدرت خرید و تغییر سلیقه از جمله عوامل طرف تقاضای مؤثر بر تورم مواد غذایی عنوان شده است (Jafari Samimi & Farajzadeh, 2019).

از یک نگاه متفاوت، می‌توان عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی را از دو دیدگاه ساختارگرایان و پولی‌ها مورد بررسی قرار داد. ساختارگرایان باور دارند که تکانه‌های واقعی در بخش‌هایی خاص از اقتصاد باعث افزایش قیمت در آن بخش‌ها می‌شود و این مسئله به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه مهم است. بر اساس این دیدگاه، عواملی مانند کشش عرضه محصولات کشاورزی، محدودیت‌های ارز، دستمزد و قیمت‌های بالا در بخش مواد غذایی منجر به تورم و پایداری آن می‌شود. از سوی دیگر، پولی‌ها معتقدند که سیاست‌های پولی باعث تورم در بخش‌های گوناگون و از جمله بخش مواد غذایی می‌شوند (Ghahremanzadeh et al., 2016). این سیاست‌ها به‌منظور تنظیم ارزش پول، کنترل نرخ بهره و تأثیر بر سطح تورم و اشتغال اجتماعی انجام می‌شوند. در کل، سیاست‌های پولی با تنظیم عواملی همچون نرخ بهره، ارزش ارز، و میزان پول در گردش، می‌توانند تأثیر مستقیم و غیرمستقیم بر تورم مواد غذایی در یک کشور داشته باشند (Alavi-Rad et al., 2022).

بر اساس نظر کلارد و همکاران (Kellard et al., 1999)، تغییر قیمت مواد غذایی متناسب با نرخ بهره است. مطالعات ایدریسو و آلاگیده (Iddrisu & Alagidede, 2020)، بهاتتاچاریا و جین (Bhattacharya and Jain, 2020)، اسکریمگئور (Scrimgeour, 2015)، اکرم (Akram, 2009) و فرانکل (Frankel, 2008) نشان داد که سیاست پولی از سه کانال می‌تواند بر تورم مواد غذایی تأثیر بگذارد. نخستین کانال از راه هزینه ذخیره‌سازی است، به‌گونه‌ای که با افزایش نرخ بهره، هزینه فرصت ذخیره‌سازی مواد غذایی افزایش می‌یابد و از این‌رو، قیمت مواد غذایی با افزایش مواجه خواهد شد؛ دومین کانال، تغییر در بازدهی سایر دارایی‌ها از جمله اوراق قرضه است، به‌گونه‌ای که با افزایش نرخ بهره بازدهی اوراق قرضه افزایش می‌یابد و از این‌رو، سفته‌بازان تمایل کمتری برای خرید و فروش کالاها دارند و به سمت دارایی‌هایی از جمله اوراق قرضه تمایل پیدا خواهند کرد؛ همین موضوع تقاضا برای مواد غذایی را کاهش می‌دهد و از این‌رو، قیمت مواد غذایی کاهش پیدا می‌کند؛ و سرانجام، کانال سوم از راه تغییر در تقاضاست، به‌گونه‌ای که با اعمال یک سیاست پولی انبساطی، تقاضای کل و در نتیجه آن، تقاضا برای مواد غذایی افزایش می‌یابد، که خود می‌تواند بر قیمت مواد غذایی تأثیرگذار باشد.

اثر سیاست پولی بر تورم مواد غذایی از کانال تقاضا به سهم کالاهای خوراکی در سبد مصرفی خانوار بستگی دارد؛ چنانچه این سهم بالا باشد، سیاست پولی انبساطی تقاضای کل را افزایش می‌دهد و با توجه به سهم خوراکی‌ها، تقاضا برای آن بیش از سایر کالاها افزایش خواهد یافت، که خود بر قیمت خوراکی‌ها بیش از سایر کالاها تأثیر خواهد گذاشت؛ از این‌رو، می‌توان گفت که اثر سیاست پولی بر قیمت مواد غذایی از کانال تقاضا، بسته به الگوی مصرفی و همچنین، مرحله توسعه کشورها، متفاوت خواهد بود (Bhattacharya & Jain, 2020; Iddrisu &Alagidede, 2020).

در زمینه تورم مواد غذایی در ایران، مطالعاتی انجام شده است که از آن میان، می‌توان به مطالعات بلالی و همکاران (Balali et al., 2021)، اعظم‌زاده شورکی و خلیلیان (Aazamzadeh Shooroki & Khalilian, 2010)، پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar et al., 2014)، پیش‌بهار و باغستانی (Pishbahar & Baghestani, 2014)، جاودان و همکاران (Javdan et al., 2017) و قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2016) اشاره کرد که به بررسی اثر متغیرهای گوناگون اقتصادی بر تورم مواد غذایی پرداخته‌اند. بررسی اثر متغیرهای گوناگون بر تورم مواد غذایی در مطالعات خارجی نیز مورد توجه قرار گرفته است که از آن میان، می‌توان به مطالعات جهان‌تیغ و همکاران (Jahantigh et al., 2018)، دی‌هان (De Haan, 2020)، کومار و داش (Kumar & Dash, 2020)،

ادریسو و آلاگیده (Iddrisu &Alagidede, 2020) و بهاتتاچاریا و جین (Bhattacharya & Jain, 2020) اشاره کرد.

اعظم‌زاده شورکی و خلیلیان (Aazamzadeh Shooroki & Khalilian, 2010)، با استفاده از الگوی ARDL، به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نیز نشان داد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای سیاست پولی و شاخص قیمت غذا وجود دارد و شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ بهره، حجم نقدینگی و نرخ ارز رابطه مثبت دارد. پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar et al., 2014) تأثیر نرخ ارز بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران را مورد مطالعه قرار دادند. این مطالعه در چارچوب یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) انجام گرفت و داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آنها نشان داد که کشش عبور نرخ ارز در کوتاه مدت حدود سه درصد و در بلندمدت حدود شش درصد است. پیش‌بهار و باغستانی (Pishbahar & Baghestani, 2014) به بررسی چگونگی اثرگذاری تکانه‌های قیمت جهانی نفت و مواد غذایی بر متغیرهای رشد اقتصادی، شاخص سهام، نرخ بهره، تورم و نرخ واقعی ارز پرداختند. نتایج این مطالعه که با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) انجام شد، نشان داد که تورم مواد غذایی بر تورم داخلی و نرخ ارز اثرگذار بوده و شاخص قیمت مواد غذایی در جهان از تکانه‌های نفتی تأثیر می‌پذیرد. پیش‌بهار و جاودان (Pishbahar & Javdan, 2016)، با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM)، به بررسی اثر تکانه‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت، تکانه‌های پولی مثبت اثری معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی در ایران دارند. قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2016) نیز با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVECM)، به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت، تکانه ارزش افزوده بخش کشاورزی دارای اثر منفی و معنی‌دار و حجم پول دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تورم مواد غذایی است. در مطالعه‌ای دیگر، جاودان و همکاران (Javdan et al., 2017) به بررسی میزان عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی مواد غذایی در ایران پرداختند و بدین نتیجه رسیدند که میزان عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت داخلی مواد غذایی بعد از بحران جهانی قیمت مواد غذایی نسبت به قبل از آن بیشتر بوده است. بلالی و همکاران (Balali et al., 2021) هم اثر قیمت حامل‌های انرژی بر تورم مواد غذایی را در ایران بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت، با افزایش قیمت حامل‌های انرژی به‌دلیل همسو شدن هزینه‌های تولیدکننده با افزایش قیمت حامل‌های انرژی و

همچنین، اثرپذیری از افزایش قیمت سایر زیر بخش‌های متأثر از تولید، قیمت مواد غذایی افزایشی چشمگیر یافته است.

در مطالعات خارجی نیز جهان‌تیغ و همکاران (Jahantigh et al., 2018) اثر تکانه سیاست پولی بر قیمت مواد غذایی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه نشان داد که یک درصد افزایش در عرضه پول و نرخ سود سپرده‌گذاری، به‌ترتیب، باعث افزایش ۰/۱۸و ۰/۸۲ درصدی در قیمت مواد غذایی در بلندمدت می‌شود. دی‌هان (De Haan, 2020) نیز به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر تورم و تورم انتظاری پرداخت. در این مطالعه، با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی، نشان داده شد که هم اطلاعات افراد و هم سیاست‌های پولی می‌توانند روی تورم انتظاری تأثیرگذار باشند؛ همچنین، نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان شاخص تورمی لحاظ شده و تورم بخشی مورد نظر قرار نگرفته است. کومار و داش (Kumar & Dash, 2020) هم اثر سیاست‌های پولی بر تورم کل و تورم بخشی را در هند مورد تحلیل و بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه که با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ به‌دست آمده بود، نشان داد که اثربخشی سیاست‌های پولی در مهار تورم در طول زمان افزایش یافته است. همچنین، این مطالعه نشان داد که اثربخشی سیاست پولی در مهار تورم در بخش صنعت بیش از سایر بخش‌ها بوده است. ادریسو و آلاگیدده (Iddrisu &Alagidede, 2020) نیز با استفاده از یک رگرسیون کوانتایل، به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر تورم مواد غذایی در آفریقای جنوبی پرداختند و نتایج مطالعه نشان داد که نوسان‌های قیمت مواد غذایی ناشی از سیاست‌های پولی در این کشور بوده است که با استفاده از هدف‌گذاری تورمی، می‌توان آن را برطرف کرد. بهاتتاچاریا و جین (Bhattacharya & Jain, 2020) هم به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر تورم مواد غذایی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که یک سیاست پولی پیش‌بینی‌نشده اثر مثبت و معنی‌دار بر تورم مواد غذایی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته دارد.

در مطالعه‌ای دیگر، ایسمایا و آنوگراه (Ismaya & Anugrah, 2018)، در بررسی عوامل تعیین‌کننده تورم مواد غذایی، افزون بر متغیرهای دیگر، به نقش سرمایه‌گذاری به‌عنوان زیرساخت تولید توجه کردند و نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری کل بر تورم مواد غذایی در اندونزی تأثیری معنی‌دار دارد. در ایران نیز اسماعیل‌زاده مقری (Esmaeilzadeh Magharri, 2009) به بررسی تأثیرپذیری تورم از سرمایه‌گذاری کل پرداخت و رابطه منفی تورم و سرمایه‌گذاری را تأیید کرد.

بررسی مطالعات پیشین در زمینه عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی نشان می‌دهد که اهمیت بررسی اثر متغیرهای کلان بر تورم مواد غذایی توسط پژوهشگران مورد توجه قرار گرفته است. بدین منظور، پژوهشگران گوناگون با استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی متفاوت از زوایای مختلف به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی گوناگون بر تورم مواد غذایی پرداخته‌اند. این مطالعات توانسته‌اند نتایجی ارزنده

را در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهند، اما توجه به تغییرات پویای اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران مغفول مانده است. بر این اساس، مطالعهٔ حاضر، با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در طول زمان[1] قادر است این شکاف مطالعاتی را پر کرده و نتایج کاربردی از این تغییرات را در اختیار سیاست‌گذار قرار دهد. از این‌رو، مطالعهٔ حاضر با هدف بررسی اثر ضربه متغیرهای کلان اقتصادی، بر تورم مواد غذایی انجام شده است. متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفته‌شده در الگوی مطالعه عبارت‌اند از نرخ رشد اقتصادی (Pishbahar & Baghestani, 2014)، نرخ بهره (Ghahremanzadeh et al., 2016; Bhattacharya & Jain, 2020)، رشد نقدینگی (Aazamzadeh Shooroki & Khalilian, 2010; Ghahremanzadeh et al., 2016)، سرمایه‌گذاری (Ismaya & Anugrah, 2018) و نرخ ارز (Pishbahar et al., 2014) است.

مواد و روش‌ها

یکی از روش‌هایی که اخیراً در ادبیات اقتصادی بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در طول زمان (VAR-TVP) است. تفاوت این الگو با الگوهای ضرایب ثابت VAR در این است که اجازه تغییر در پارامترها را در طول زمان داده و توانایی انعطاف دادن به ضرایب با توجه به تغییرات شرایط، شکست‌های ساختاری و تغییرات چرخه‌ای را دارد؛ و از این‌رو، نتایجی دقیق‌تر را به‌همراه خواهد داشت (Koop & Korobilis, 2013; Eickmeier et al., 2011). مدل ابتدایی VAR که توسط سیمز (Sims, 1980) معرفی شد، یکی از مدل‌های مهم برای بررسی رابطه بین متغیرهای گوناگون اقتصادی با استفاده از توابع ضربه- واکنش بود. در این مدل‌ها، بردار متغیرهای y_t روی وقفه‌های خود برآورد می‌شد و شکل تابعی آن به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$y_t = c_t + \sum_{j=1}^{L} A_j y_{t-j} + e_t \qquad (۱)$$

که در آن، e جمله خطا با میانگین صفر و ماتریس واریانس- کوواریانس Ω_e، c_t بردار متغیرهای از پیش‌تعیین‌شده و a نیز ماتریس ضرایب با در نظر گرفتن وقفه‌های متغیرهاست. مدل بالا یک مدل خطی بوده که مقادیر پیش‌بینی‌شده برای y تابعی از تعدادی وقفه‌های متغیرهاست و از زمان مستقل است؛ این در حالی است که مطالعات گوناگون نشان‌دهنده متغیر بودن گشتاورهای مراتب بالاتر در طول زمان هستند و این مورد با معرفی مدل‌های ARCH توسط انگل (Engle, 1982) شروع شد.

1. Time-Varying Parameter Vector Auto-Regression (TVP-VAR)

حال، اگر یک مدل‌ساز بخواهد ضرایب متغیری در طول زمان برای مدل ارائه‌شده در رابطه (۱) داشته باشد، چندین راه پیش روی خود خواهد داشت. نخستین راه حل، اضافه کردن یک متغیر موهومی به‌عنوان یک متغیر از پیش‌تعیین‌شده در طول زمان است؛ راه‌حل‌های جایگزین را می‌توان در برآورد مدل‌های آستانه‌ای VAR و مدل‌های ترکیبی VAR و تغییر رژیم مارکف جست‌وجو کرد؛ اما به‌صورت کلی، یک مدل انعطاف‌پذیر برای برآورد ضرایب در طول زمان می‌تواند بهتر از استفاده از این‌گونه مدل‌های غیرخطی باشد. با این توضیحات، اگر مدل VAR در رابطه (۱) به‌صورت یک مدل استاندارد VAR با ضرایب متغیر نوشته شود، یک مدل استاندارد TVP-VAR نتیجه خواهد داد. رابطهٔ زیر این مدل استاندارد را نشان می‌دهد:

$$y_t = c_t + \sum_{j=1}^{L} A_{j,t} y_{t-j} + e_t \qquad (۲)$$

ماتریس وقفه متغیرها را می‌توان به‌صورت حاصل‌ضرب کرونکر زیر تعریف کرد:

$$X_t' = I \otimes (1, y_{t-1}', \dots, y_{t-L}') \qquad (۳)$$

افزون بر این، بردار ضرایب متغیر در طول زمان را می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$\theta_t \equiv vec([c_t \quad A_{1t} \quad A_{2t} \quad \dots \quad A_{Lt}]') \qquad (۴)$$

با این توضیحات، رابطه (۲) را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_t = X_t' \theta_t + e_t \qquad (۵)$$

با فرض در نظر گرفتن θ_t یک گام تصادفی، رابطه زیر را می‌توان نوشت:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + u_t \qquad (۶)$$

که در آن، u_t دارای تابع توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت بوده و از e_t مستقل است. فرض می‌شود که بتوان ماتریس واریانس- کوواریانس را به‌صورت رابطهٔ زیر تجزیه کرد:

$$\Omega_e = \Lambda^{-1}\Sigma\Sigma'(\Lambda^{-1})' \quad (۷)$$

که در آن، Λ ماتریس پایین مثلثی با عناصر یک در قطر اصلی بوده و Σ نیز یک ماتریس قطری است. در رابطه بالا، می‌توان ثابت کرد که پارامترهای به‌دست‌آمده از Ω_e در طول زمان متغیر خواهند بود.

جمله خطا در مدل TVP-VAR ارائه‌شده در رابطه (۲) را می‌توان به‌صورت رابطه زیر تجزیه کرد:

$$e_t = \Lambda^{-1}\Sigma_t\epsilon_t \quad (۸)$$

که در آن، می‌توان واریانس ϵ_t را به‌صورت ماتریس واحد نرمال کرده و همچنین، می‌توان فرض کرد که جملات خطا در همه معادلات مربوط به مدل مستقل هستند. تخمین مدل‌های TVP-VAR با استفاده از روش بیزین و از راه زنجیره مارکف مونت‌کارلو[1] انجام می‌گیرد. با استفاده از این الگوریتم، می‌توان توزیع پسین مشترک را برای پارامترها ارزیابی کرد. از سوی دیگر، در الگوریتم زنجیره مارکف مونت‌کارلو (MCMC)، از مشکل ابعادی پارامترها جلوگیری می‌شود، زیرا این روش اساساً به نمونه‌گیری بازگشتی از اهداف ابعادی پایین پرداخته و به کاهش مشکلات مربوط به وجود بسیار زیاد پارامترها کمک می‌کند.

در جدول ۱، متغیرهای مورد استفاده در مطالعهٔ حاضر و چگونگی محاسبه آن آمده است. داده‌های پژوهش حاضر به‌صورت فصلی در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ مورد استفاده قرار گرفته و تجزیه‌وتحلیل اطلاعات با استفاده از نرم‌افزار MATLAB انجام شده است.

جدول ۱- متغیرهای مورد استفاده در پژوهش و روش محاسبه

متغیر	علامت	روش محاسبه	منبع
تورم مواد غذایی	ffi	نرخ رشد شاخص قیمت خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات	بانک مرکزی
نرخ رشد اقتصادی	gr	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه ۱۳۹۵	بانک مرکزی
نرخ بهره اسمی	inf	متوسط نرخ سود بانکی	بانک مرکزی
رشد نقدینگی	ligr	نرخ رشد نقدینگی کل	بانک مرکزی
سرمایه‌گذاری	Inv	تغییرات در موجودی سرمایه به سال پایه ۱۳۹۰	بانک مرکزی
نرخ ارز	Exchr	قیمت ریالی هر دلار در بازار آزاد	بانک مرکزی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

نتایج و بحث

به منظور آزمون ریشه واحد، با توجه به تناوب فصلی داده‌های مورد بررسی، از آزمون HEGY برای بررسی پایایی متغیرها استفاده شد. در جدول (۲) نتایج مربوط به این آزمون نشان داده شده است. همان‌طور که در جدول نیز مشخص است براساس آزمون ریشه واحد فصلی HEGY ، برای همه متغیرها با وجود عرض از مبدا و روند، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد فصلی رد شده و از این‌رو داده‌های فصلی مورد استفاده در این مطالعه در سطح پایا هستند.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY

متغیر	روند و عرض از مبدا	آماره	سطح احتمال
تورم مواد غذایی	روند و عرض از مبدا	۷/۶۵۵	۰/۰۰۰
نرخ رشد اقتصادی	روند و عرض از مبدا	۳۳/۹۲	۰/۰۰۰
نرخ بهره	روند و عرض از مبدا	۱۹/۶۲۵	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری	روند و عرض از مبدا	۱۱/۷۷۷	۰/۰۰۰
رشد نقدینگی	روند و عرض از مبدا	۷/۲۲۸	۰/۰۱۳
نرخ ارز	روند و عرض از مبدا	۱۰/۸۸۷	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

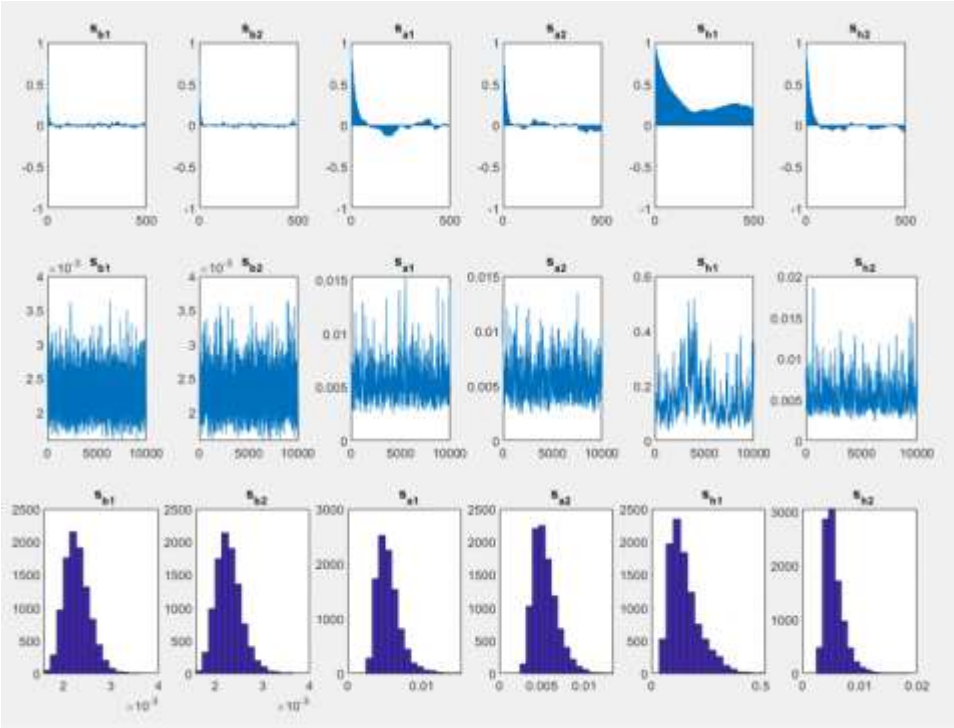
بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول ۳، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها بر اساس این آزمون نیز پایا بوده و فرض وجود ریشه واحد برای تمامی آنها رد می‌شود.

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	روند و عرض از مبدا	آماره	سطح احتمال
تورم مواد غذایی	روند و عرض از مبدا	-۵/۶۳۶	۰/۰۰۰
نرخ رشد اقتصادی	روند و عرض از مبدا	-۳/۷۶۰	۰/۰۳۱
نرخ بهره	روند و عرض از مبدا	-۶/۰۱۶	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری	روند و عرض از مبدا	-۶/۵۲۶	۰/۰۲۳
رشد نقدینگی	روند و عرض از مبدا	-۴/۵۶۸	۰/۰۰۷
نرخ ارز	روند و عرض از مبدا	-۳/۱۸۴	۰/۰۳۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تعیین تعداد وقفه یکی از نخستین اقدامات برای برآورد مدل‌های مبتنی بر ساختار VAR است که در مطالعهٔ حاضر، به‌منظور محاسبه تعداد وقفه بهینه، از معیار آکائیک استفاده شد و بر این اساس، تعداد وقفه «یک» برای متغیرها انتخاب شد. افزون بر این، برای برآورد نیز از تعداد تکرار M=۱۰۰۰۰ استفاده شده است. بنابراین، برای دستیابی به تخمین‌های توزیع پسین، مدل برای ده هزار نمونه اجرا شد.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱- نمودارهای خودهمبستگی جملات اخلال (ردیف اول)، نمودارهای مسیر نمونه‌برداری (ردیف دوم) و نمودارهای چگالی پسین (ردیف سوم) برای دو پارامتر انتخابی

در نمودار ۱، نتایج مربوط به خودهمبستگی، مسیر نمونه‌برداری و همچنین، چگالی پسین نشان داده شده است. با اجرای مدل در نرم‌افزار MATLAB، نمودارهای خودهمبستگی جملات اخلال (ردیف اول)، نمودارهای مسیر نمونه‌برداری (ردیف دوم) و نمودارهای چگالی پسین (ردیف سوم) برای دو پارامتر انتخابی توسط مدل حاصل می‌شود (نمودار ۱). بر اساس مطالعات ناکاجیما و همکاران

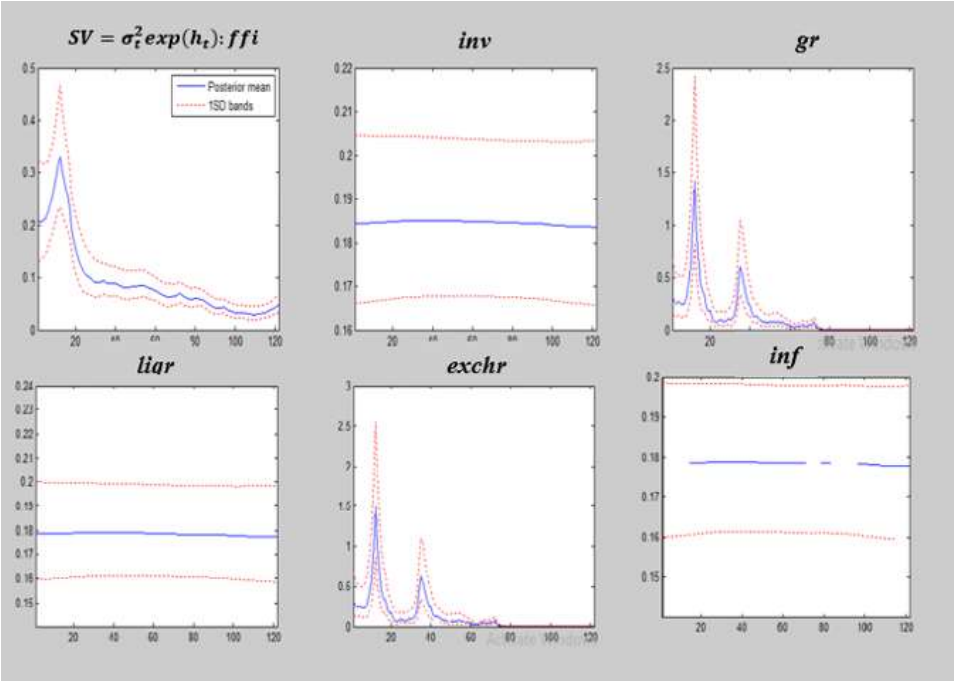
(Nakajima et al., 2011) و چن و همکاران (Chen et al., 2020)، این نمودارها تأیید می‌کنند که نمونه‌های به‌دست‌آمده از نمونه‌گیری MCMC ناهمبسته و مؤثرند.

جدول ۴- نتایج ضرایب برآوردی در الگوی TVP-VAR

پارامتر	میانگین	انحراف معیار	آماره Geweke	ضریب ناکارآیی	کران پایین	کران بالا
Sb1	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۳	۰/۱۹۲	۵/۳۹	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۲۹
Sb2	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۳	۰/۳۵۷	۴/۹	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۲۹
Sa1	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۱۶	۰/۷۵۴	۲۹/۷۸	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۹۵
Sa2	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۱۵	۰/۳۳۰	۲۵/۷۳	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۹۱
Sh1	۰/۱۳۲	۰/۰۶۹	۰/۱۱۶	۱۹/۵	۰/۰۴۶	۰/۳۰۶
Sh2	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۱۶	۰/۰۲۶	۳۷/۸۷	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

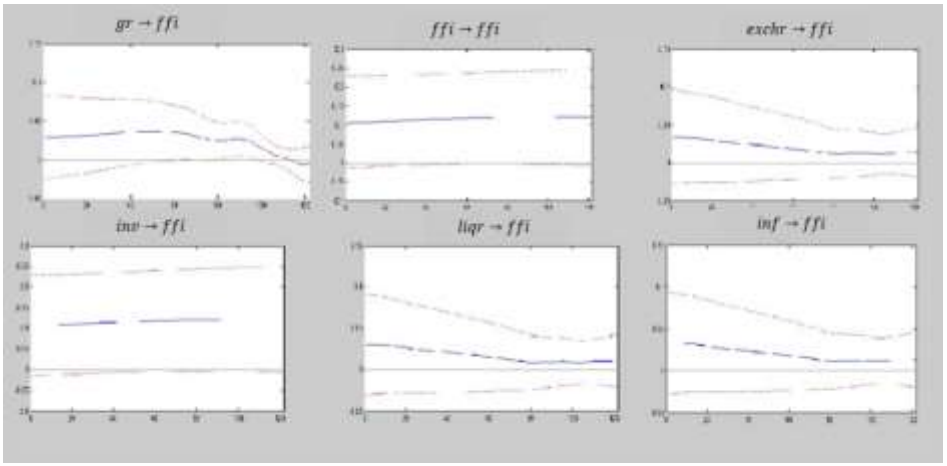
جدول ۴ میانگین توزیع پسین، انحراف معیار، کران پایین برای بازه اطمینان ۹۵ درصد، کران بالا برای بازه اطمینان ۹۵ درصد، نتیجه آزمون تشخیص همگرایی (Geweke) و ضریب ناکارآیی را نشان می‌دهد. مقادیر میانگین همگی در محدوده‌های اطمینان ۹۵ درصد بودند و آماره همگرایی Geweke در محدوده مقدار بحرانی پنج درصد بود، که به معنی همگرایی پارامترها به توزیع پسین است (Nakajima et al., 2011; Huang et al., 2022; Liu et al., 2022). همچنین، نتایج نشان داد که ضرایب ناکارآیی همگی کمتر از «صد» به‌دست آمده‌اند. بنابراین، استنتاج آماری پسین در محدوده معقولی قرار دارد و تخمین پارامتر مدل مؤثر است (Gong & Lin, 2018; Chen et al., 2020). بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه صفر مبنی بر همگرایی به توابع توزیع پسین را نمی‌توان رد کرد. همچنین، با توجه به اینکه آماره Geweke خارج از فاصله اطمینان برای همه پارامترهای برآوردی است، فرض صفر مبنی بر همگرایی به تابع توزیع پسین برای پارامترها رد نمی‌شود. میانگین توزیع احتمال پسین به‌دست‌آمده در نمودار ۲ ارائه شده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲- میانگین توزیع احتمال پسین

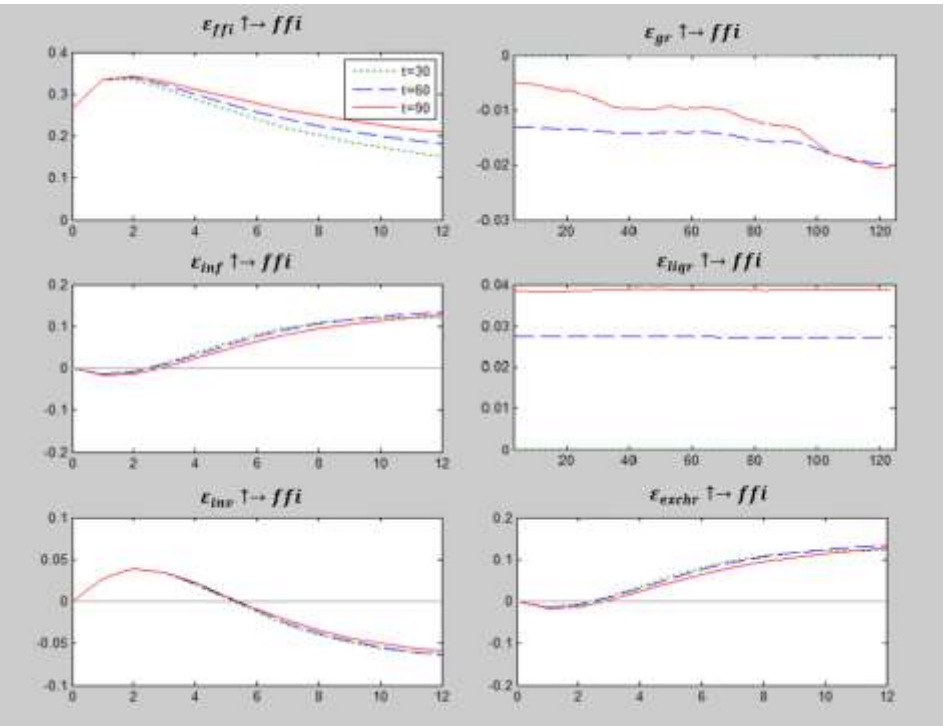
در نمودار ۳، نتایج برآورد ضرایب متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین، تورم مواد غذایی در مدل ارائه شده است. نتایج این نمودارها روشن می‌سازد که ضرایب در طول زمان یکسان نبوده و برای همه موارد به‌جز سرمایه‌گذاری و خود تورم مواد غذایی، پارامترهای متفاوت در طول دوره زمانی مورد بررسی به‌دست آمده است. به بیان دیگر، این نتایج تصدیق می‌کند که اکتفا به پارامترهای ثابت در طول زمان به‌دست‌آمده از رویکرد معمول VAR در چنین حالتی توانایی برآورد تنه مقادیرا متوسط تغییرات متغیرهای مؤثر بر تورم مواد غذایی را داراست. این موضوع اهمیت کاربرد رویکرد TVP-VAR در تحلیل اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی را برجسته می‌کند.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳- ضرایب به‌دست‌آمده از برآورد مدل TVP-VAR

تجزیه‌وتحلیل واکنش به ضربه در نقاط گوناگون زمانی برای به تصویر کشیدن اثرات پویای تغییر یک انحراف معیار (مثبت) در متغیر مستقل روی متغیر وابسته است که در نقاط زمانی خاص رخ می‌دهد (Yang et al., 2022). پس از تخمین مدل و آزمون پارامترها، از تحلیل واکنش به ضربه نقطه‌ای (تحلیل واکنش ضربه در نقاط گوناگون زمان) برای بررسی اثرات پویای متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی استفاده شد. به‌طور کلی، سه بازه با طول‌های گوناگون برای انعکاس تغییرات پاسخ کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت متغیر وابسته به متغیر مستقل انتخاب شد. در نمودار ۴، نتایج توابع واکنش به ضربه به‌دست‌آمده از برآورد مدل TVP-VAR ارائه شده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴- نتایج توابع واکنش به ضربه به‌دست‌آمده از برآورد مدل TVP-VAR

همان‌گونه که پیش‌تر توضیح داده شد، نمودار ۴ واکنش تورم مواد غذایی به تغییر یک انحراف معیار در متغیرهای خود تورم مواد غذایی، رشد اقتصادی، نرخ بهره، رشد نقدینگی، سرمایه‌گذاری و نرخ ارز را در سه نقطه زمانی سی دوره، شصت دوره و نود دوره نشان می‌دهد. برای نمونه، $\varepsilon_{ffi} \uparrow\rightarrow ffi$ نشان می‌دهد که یک انحراف معیار افزایش در نرخ تورم مواد غذایی در یک نقطه زمانی اثر مثبت بر تورم مواد غذایی در دوره‌های گوناگون زمانی دارد. بر اساس نمودار ۶، اثر مثبت یک انحراف معیار افزایش در تورم مواد غذایی تا دو دوره روند افزایشی را طی می‌کند و سپس، روند این اثر مثبت نزولی می‌شود. با این همه، نکته شایان توجه در نمودار ۶ این است که اگرچه این اثرگذاری مثبت خودانگیز از دوره دوم به بعد کاهش می‌یابد، اما از بین نمی‌رود. این نتیجه با روند افزایشی پایدار تورم مواد غذایی در اقتصاد ایران در دوره زمانی مورد بررسی مطابقت دارد.

نمودار متناظر با $\boldsymbol{\varepsilon_{gr}} \uparrow\rightarrow ffi$ نشان می‌دهد که یک انحراف معیار افزایش در رشد اقتصادی در دوزه مورد بررسی، با اثر منفی بر تورم مواد غذایی، کاهش قیمت‌های مواد غذایی را در پی داشته است. این نتیجه با نتایج کشورهایی چون هند و چین تضاد دارد (Gandhi & Zhou, 2014)، چراکه رشد اقتصادی این کشورها از کانال اثرگذاری مثبت رشد اقتصادی بر تقاضای مواد غذایی منجر به افزایش تورم می‌شود. در مقابل، می‌توان استدلال کرد که در مورد ایران، رشد اقتصادی از کانال افزایش تولید و عرضه مواد غذایی، بهبود زیرساخت‌های تولیدی و کاهش هزینه‌های تولید می‌تواند منجر به کاهش تورم مواد غذایی شود. همان‌گونه که در نمودار نیز نشان داده شده است، نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در بلندمدت کاهش بیشتری در تورم مواد غذایی را به‌دنبال خواهد داشت. این نتیجه هماهنگ با نتایج مطالعه عبدی سیدکلایی و طاهری بازخانه (Abdi Seyyedkolaee & Taheri Bazkhaneh, 2020) است.

نمودار بعد که نتایج واکنش به ضربه را برای متغیر نرخ بهره و تورم مواد غذایی ($\varepsilon_{inf} \uparrow\rightarrow ffi$) نشان می‌دهد، حاکی از اثر مثبت نرخ بهره بر تورم مواد غذایی در بلندمدت است. یک انحراف افزایش در نرخ بهره تا دو دوره اثر کاهش اندکی بر تورم مواد غذایی دارد، اما این اثر کاهش در دوره سوم از بین می‌رود و در بلندمدت، منجر به افزایش تورم مواد غذایی می‌شود. سهم بالای هزینه‌های مالی در هزینه تولید محصول در ایران می‌تواند از عمده دلایل این نتیجه باشد. این نتیجه هماهنگ با یافته‌های مطالعه داوودی و ذوالقدری (Davoodi & Zolghadri, 2012) است. نمودار متناظر با $\varepsilon_{liqr} \uparrow\rightarrow ffi$ نشان می‌دهد که یک انحراف معیار افزایش در نرخ رشد نقدینگی، اثر مثبت قابل توجهی بر تورم مواد غذایی دارد. پایداری اثر مثبت رشد نقدینگی بر تورم مواد غذایی مصداقی از نظریه مقداری پول بوده و همبستگی بلندمدت قوی را میان رشد پول (نقدینگی) و تورم نشان می‌دهد. این استدلال در تطابق با مطالعه حسینی و محتشمی (Hosseini, & Mohtashami, 2008) است.

ادبیات موضوع نشان داده است که رابطه سرمایه‌گذاری و تورم می‌تواند از دو کانال تقاضا و عرضه اتفاق بیفتد که کانال اول، افزایش تورم و کانال دوم کاهش آن را در پی دارد (Esmaeilzadeh Magharri, 2009). نمودار متناظر با $\varepsilon_{inv} \uparrow\rightarrow ffi$ به‌خوبی این دو کانال را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، افزایش یک انحراف معیار در سرمایه‌گذاری تا دوره چهارم منجر به افزایش تورم مواد غذایی می‌شود؛ اما در بلندمدت، با بهبود زیرساخت‌های تولید و عرضه، از تورم مواد غذایی کاسته می‌شود و این اثر منفی در گذر زمان پایدار بوده و کاهش بیشتر تورم موارد غذایی را در پی خواهد داشت.

در آخرین نمودار، تحلیل واکنش ضربه به‌دست‌آمده از تخمین مدل TVP-VAR، اثر یک انحراف معیار افزایش در نرخ ارز بر تورم مواد غذایی ($\varepsilon_{exchr} \uparrow \rightarrow ffi$) تصویر شده است. بر اساس این نمودار، اثر افزایش نرخ ارز بر تورم مواد غذایی مثبت است. نکته دارای اهمیت این است که بر اساس یافته‌های مطالعهٔ حاضر، اثرگذاری مثبت افزایش نرخ ارز بر تورم مواد غذایی روند صعودی دارد و در طول زمان، از بین نمی‌رود. پیامدهای افزایش نرخ ارز بر افزایش قیمت کالاهای وارداتی و همچنین، ایجاد انگیزه برای صادرات مواد غذایی می‌تواند از جمله دلایل این موضوع باشد. نتایج مطالعهٔ حاضر در مورد اثر مثبت افزایش نرخ ارز بر تورم مواد غذایی هماهنگ با مطالعه تحصیلی (Tahsili, 2022) است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر اساس ادبیات موضوع، رشد اقتصادی، نرخ ارز، نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و رشد نقدینگی از جمله متغیرهای کلیدی اثرگذار بر قیمت مواد غذایی به‌شمار می‌روند. از این‌رو، مطالعهٔ حاضر با هدف بررسی اثر این متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی صورت گرفت. بدین منظور، از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ و الگوی TVP-VAR استفاده شد و نتایج نشان داد که پارامترهای برآوردشده در طول زمان متغیرند. از این‌رو، نتایج به‌دست‌آمده از مدل TVP-VAR بر الگوهای اقتصادی دیگر که پویایی ضرایب را در نظر نمی‌گیرند برتری دارد. از جمله مزایای این روش، قابلیت تحلیل نقطه‌ای واکنش به ضربه است. نتایج این تحلیل نشان داد که رشد اقتصادی اثر منفی بر تورم مواد غذایی دارد و این موضوع مساعدت رشد اقتصادی به افزایش تولید و عرضه مواد غذایی را تصدیق می‌کند. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود که بهبود زیرساخت‌های تولید محصولات غذایی از جمله زیرساخت‌های فناوری در بخش کشاورزی، ذخیره‌سازی و صنایع تبدیلی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. این موضوع، با توجه به نتایج مطالعهٔ حاضر مبنی بر اثرگذاری افزایش سرمایه‌گذاری بر کاهش تورم مواد غذایی در بلندمدت، قابل تأکید است. از سوی دیگر، نتایج نشان داد که افزایش نرخ بهره نیز افزایش تورم مواد غذایی را به‌دنبال دارد. ریشه این موضوع را نیز می‌توان در سهم بالای هزینه‌های مالی در بخش تولید و عرضه مواد غذایی دنبال کرد. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران بسترهای لازم را برای دسترسی تولیدکنندگان مواد غذایی از جمله کشاورزان و صنایع فعال در تولید مواد غذایی به اعتبارات و سرمایه‌های ارزان مهیا کنند. در پایان، این نتیجه دارای اهمیت است که افزایش تورم مواد غذایی در یک نقطه از زمان اثر افزایشی پایدار بر تورم مواد غذایی در دوره‌های آتی

دارد. از این‌رو، باید سیاست‌گذار نسبت به اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی آگاه باشد و با توجه به وابستگی آن به امنیت غذایی و سلامت جامعه، بدان اولویت دوچندان دهد.

منابع

1. Aazamzadeh Shooroki, M., & Khalilian, S. (2010). Study of monetary policies effect on food price in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *24*(2), 177-184. DOI: 10.22067/jead2.v1389i2.3933. [In Persian]
2. Abbott, P., & Borot de Battisti, A. (2011). Recent global food price shocks: causes, consequences and lessons for African governments and donors. *Journal of African Economies*, 20(suppl_1), i12-i62.
3. Abdi Seyyedkolaee, M., & Taheri Bazkhaneh, S. (2020). Revisiting the relationship between economic growth and inflation in Iran using time-frequency analysis. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(85), 91-115. DOI: 10.22054/ijer.2020.43207.765. [In Persian]
4. Akinbode, S. O., Olabisi, J., Adekunle, C. P., & Jimoh, O. M. (2021). Macroeconomic variables and food price inflation in Nigeria (1980-2018). *Journal of Rural Economics and Development*, 23(1623-2021-1368), 1-11.
5. Akpan, E. O. (2009). Oil resource management and food insecurity in Nigeria. In: European Report on Development (ERD) Conference in Accra, Ghana, pp. 21-23.
6. Akram, Q. F. (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics*, 31(6), 838-851.
7. Alavi-Rad, A., Hatami, H., & Tootoonchi, J. (2022). The effect of monetary policy on food inflation in Iran: quantile regression framework. *Agricultural Economics Research*, 14(3), 111-122. DOI: 10.30495/jae.2022.29283.2298. [In Persian]
8. Ambachew, A., Shumetie, A., Mohammed, J., & Leake, M. (2012). Dynamics of food price inflation in Eastern Ethiopia: a meso-macro modeling. *Ethiopian Journal of Economics*, 21(2), 1-32.

9. Anand, R., Ding, D., &Tulin, M. V. (2014). Food inflation in India: the role for monetary policy. International Monetary Fund (IMF).
10. Awan, A. G., & Imran, M. (2015). Factors affecting food price inflation in Pakistan. *ABC Journal of Advanced Research*, 4(1), 75-90.
11. Balali, H., mehrgan, N., & Bajelan, A. (2021). The impact of energy prices index on food prices index: application of Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL) model. *Agricultural Economics Research*, 12(48), 171-188. [In Persian]
12. Banse, M. A. H., Nowicki, P. L., & van Meijl, H. (2008). Why are current world food prices so high? In: P. Zuurbier, & J. V. D. Vooren (Eds.), Sugar cane ethanol contributions to climate change mitigation and the environment, pp. 227-247. Wageningen Academic Publishers.
13. Bhattacharya, R., & Jain, R. (2020). Can monetary policy stabilize food inflation? Evidence from advanced and emerging economies. *Economic Modelling*, 89, 122-141.
14. Chen, J., Zhu, X., & Li, H. (2020). The pass-through effects of oil price shocks on China's inflation: a time-varying analysis. *Energy Economics*, 86, 104695.
15. Davoodi, P., & Zolghadri, M. (2012). The study of relationship between interest rate and inflation in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 2(7-8), 1-25. [In Persian]
16. De Haan, J., Mavromatis, K., & Tan, G. (2020). Individual inflation forecasts and monetary policy announcements. *Economics Letters*, 197, 1-3.
17. Eickmeier, S., Lemke, W., & Marcellino, M. (2011). Classical time-varying FAVAR models - estimation, forecasting and structural analysis. Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2011,04, Deutsche Bundesbank.
18. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

19. Esmaeilzadeh Magharri, A. (2009). The survey on inflation effectiveness from total investment in Iran's economy. *Economics Research*, 9(33), 97-123. [In Persian]
20. FAO (2022). Food Price Monitoring and Analysis (FPMA) Bulletin 10 March 2022. Monthly report on food price trends. Food and Agriculture Organization (FAO). Retrieved at May 20, 2022. Available at https://www.fao.org/giews/food-prices/home/en.
21. FAO (2023). FAO food price index. Food and Agriculture Organization (FAO). Retrieved at April 14, 2023. Available at https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en.
22. Frankel, J. A. (2008). The effect of monetary policy on real commodity prices. In: Asset Prices and monetary policy. University of Chicago Press, pp. 291-333.
23. Gandhi, V. P., & Zhou, Z. (2014). Food demand and the food security challenge with rapid economic growth in the emerging economies of India and China. *Food Research International*, 63, 108-124.
24. Ghahremanzadeh, M., Pishbahar, A., & Khalili Malekshah, S. (2016). The effect of macroeconomic variables on food inflation in iran: an application of Structural Vector Error Correction Model (SVECM). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(4), 773-784. DOI: 10.22059/ijaedr.2016.61308. [In Persian]
25. Gong, X., & Lin, B. (2018). Time-varying effects of oil supply and demand shocks on China's macro-economy. *Energy*, 149, 424-437.
26. Hosseini, S. S., & Mohtashami, T. (2008). The relations of money growth and inflation in iran economy; interruption or satiable? *The Economic Research*, 8(3), 21-42.
27. Huang, J., Dong, X., Chen, J., & Zhong, M. (2022). Do oil prices and economic policy uncertainty matter for precious metal returns? New insights from a TVP-VAR framework. *International Review of Economics & Finance*, 78, 433-445.

28. Iddrisu, A. A., &Alagidede, I. P. (2020). Monetary policy and food inflation in South Africa: a quantile regression analysis. *Food Policy*, 91, 101816.
29. Jafari Samimi, A., & Farajzadeh, Z. (2019). Factors affecting food price index in Iran. *Agricultural Economics Research*, 11(41), 1-16. [In Persian]
30. Ismaya, B. I., & Anugrah, D. F. (2018). Determinants of food inflation. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 21(1), 81-94.
31. Jahantigh, F., Rahimi-Ghasemabadi, M., & Jalali, O. (2018). The impact of monetary policy shock on the price of storable goods: a case study of food. *Journal of Money and Economy*, 13(4), 471-490.
32. Javdan, A., Pishbahar, E., Haghighat, J., & Mohammadrezaei, R. (2017). Comparison of linear and non-linear models in assessing the global food price pass-through into domestic food price in Iran. *Agricultural Economics, 10*(4), 101-118. DOI: 10.22034/iaes.2017.22713. [In Persian]
33. Kellard, N., Newbold, P., Rayner, T., & Ennew, C. (1999). The relative efficiency of commodity futures markets. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 19(4), 413-432.
34. Kidane, D., & Woldemichael, A. (2020). Does inflation kill? Exposure to food inflation and child mortality. *Food Policy*, 92, 101838.
35. Koop, G., & Korobilis, D. (2013). Large time-varying parameter VARs. *Journal of Econometrics*, 177(2), 185-198.
36. Kumar, A., & Dash, P. (2020). Changing transmission of monetary policy on disaggregate inflation in India. *Economic Modelling*, 92, 109-125.
37. Liu, Y., Liu, S., Ye, D., Tang, H., & Wang, F. (2022). Dynamic impact of negative public sentiment on agricultural product prices during COVID-19. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 64, 102790.
38. Mawejje, J. (2016). Food prices, energy and climate shocks in Uganda. *Agricultural and Food Economics*, 4(1), 1-18.
39. Mbowa, S., Mawejje, J., & Kasirye, I. (2012). Understanding the recent food price trends in Uganda. Economic Policy Research Centre (EPRC), Uganda.
40. Nakajima, J., Kasuya, M., & Watanabe, T. (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.

41. Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: a panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics*, 34(4), 1098-1104.
42. Norazman, U. Z., Khalid, H., & Ghani, G. M. (2018). Food inflation: a study on key determinants and price transmission processes for Malaysia. *International Journal of Business & Society*, 19(1), 117-138.
43. Pishbahar, E., & Baghestani, M. (2014). Investigating the economic effects of oil and food price shocks on macroeconomic variables in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 14(3), 45-64. [In Persian]
44. Pishbahar, E., & Javdan, E. (2016). The impact of monetary shocks on food price in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 15(4), 127-142. [In Persian]
45. Pishbahar, E., Ghahremanzadeh, M., & Aref Eshghi, T. (2014). Exchange pass-through in to food inflation in Iran. *Agricultural Economics*, 7(4), 1-21. [In Persian]
46. Scrimgeour, D. (2015). Commodity price responses to monetary policy surprises. *American Journal of Agricultural Economics*, 97(1), 88-102.
47. Simler, K. R. (2010). The short-term impact of higher food prices on poverty in Uganda. World Bank Policy Research Working Paper, 5210.
48. Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
49. Tahsili, H. (2022). The impact of exchange rate shock on inflation in Iran's economy: application of the threshold vector autoregression model. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(91), 257-285. DOI: 10.22054/ijer.2022.56063.912. [In Persian]
50. WFP (2022). Implications of the conflict in Ukraine on food access and availability in the East Africa region. United Nations World Food Program (UN WFP). Retrieved at April 25, 2022. Available at https://reliefweb.int/sites/reliefweb.int/files/resources/WFP-0000138223_0.pdf.

51. Yang, H., Cao, Y., Shi, Y., Wu, Y., Guo, W., Fu, H., & Li, Y. (2022). The dynamic impacts of weather changes on vegetable price fluctuations in Shandong province, China: an analysis based on VAR and TVP-VAR models. *Agronomy*, 12(11), 2680.
52. Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C., & Wetzstein, M. (2010). Food versus fuel: What do prices tell us? *Energy Policy*, 38(1), 445-451.