زودآیند ویرایش‌نشده

Agricultural Economics and Development

Research Paper

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

H. Hatami[1], *A. AlaviRad*[2]

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, lead to 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 a direct and indirect effect 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 is a long-term relationship between monetary policy variables and the food price index, and the food price index has a positive relationship with the interest rate, liquidity and exchange rate.

Ghahremanzadeh et al. (2016) in a study 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 has a negative and significant effect and the amount of money has 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 can affect expected inflation.

[1] Ph.D. Student, Department of Economics, Abarkouh Branch, Islamic Azad University, Abarkouh, Iran.
[2] Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran. ab.alavirad@iau.ac.ir

Based on this, this study will be able to fill this research gap by using the vector autoregression approach with time-varying coefficients (TVP-VAR) and provide policy makers with practical results of dynamic changes in the effect of macro variables on food inflation. . Therefore, this study was conducted with the aim of investigating the impact of macroeconomic variables on food inflation. Macroeconomic variables considered in the model of this study include economic growth rate (Pishbahar & Baghestani, 2014), interest rate (, liquidity growth investment (Ismaya & Anugrah, 2018) and exchange rate.

Materials and methods: One of the methods that is used more recently in economic literature is the time-varying vector autoregression method (TVP-VAR). 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. Table (2) shows the results of this test. As it is clear in the table, based on the seasonal unit root test of HEGY, for all variables despite the width of the origin 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 time period under investigation. has been achieved 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 method 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. The results of this study on the positive effect of the exchange rate increase on food inflation are consistent with the academic study (1401).

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 was conducted with the aim of investigating the effect of these macroeconomic variables on food inflation. For this purpose, seasonal data from 1380 to 1399 and TVP-VAR model were used. The results showed that the estimated parameters are variable 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 results of this study showed that economic growth has 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 conversion 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 leads 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 cheap credits and capital. In the end, 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, E50

زودآیند ویرایش‌نشده

اقتصاد کشاورزی و توسعه

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 این مطالعه بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران بوده که به منظور دسترسی به این هدف از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ و مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در طول زمان (TVP-VAR) استفاده شده است. نتایج بدست آمده از برآورد مدل TVP-VAR نشان می‌دهد که اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در طول زمان متغیر بوده است. بر اساس این نتایج نرخ رشد اقتصادی بر تورم مواد غذایی اثر منفی داشته و این اثر منفی در طول زمان افزایش پیدا می‌کند. از سوی دیگر، تورم مواد غذایی نسبت به یک انحراف معیار شوک در نرخ رشد نقدینگی و نرخ بهره اثر مثبت نشان داده و این اثر پایدار بوده است. نتایج هم‌چنین، نشان می‌دهد که با افزایش نرخ ارز، تورم مواد غذایی نیز با افزایش مواجه شده و این اثر در طول زمان با افزایش مواجه شده است. افزایش سرمایه‌گذاری نیز 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 پایداری بر تورم مواد غذایی در دوره‌های آتی دارد، لذا، پیشنهاد می‌شود که با بهبود زیرساخت‌های تولید محصولات غذایی، از جمله زیرساخت‌های تکنولوژی در بخش کشاورزی، ذخیره‌سازی و صنایع تبدیلی از افزایش تورم مواد غذایی و اثرات پویا و پایدارآن بر امنیت غذایی و سلامت جامعه جلوگیری شود.

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، واحد ابرکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، ابرکوه، ایران.

[۲] نویسنده مسئول، دانشیار گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران. ab.alavirad@iau.ac.ir

کلید واژگان: متغیرهای کلان اقتصادی، تورم مواد غذایی، الگوی TVP-VAR، ایران
طبقه بندی 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 داده 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 امکان پذیر است، اما خانوارهای با درآمد پایین به دلیل سهم بالای هزینه‌های خوراکی در سبد مصرفی‌شان با خطر سوءتغذیه بیش‌تری مواجه می‌شوند (Norazman et al., 2018). با این حال، تورم غذا، با اختلاف در شدت آن، به عنوان یک پدیده جهانی شناخته شده است (Akinbode et al., 2021).

با توجه به داده‌های ارائه شده توسط سازمان غذا و کشاورزی (FAO)، قیمت کالاهای غذایی در بازارهای جهانی در اوایل دهه ۲۰۰۰ به طور آرام 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 به طور قابل توجهی 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-اوکراین به عنوان 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 منجر به 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) به عنوان عوامل موثر در افزایش قیمت‌های جهانی غذا مطرح شده‌اند. بنابراین، فشار تورم بالا، به خصوص در قیمت غذا، در دهه گذشته در بسیاری از کشورها به عنوان یکی از اولویت‌های اصلی مطرح بوده و توسعه اجتماعی-اقتصادی آنها را مختل کرده است (Ambachew *et al*., 2012) و به همین دلیل به چالشی بزرگ برای سیاست‌گذاران در سطح جهانی تبدیل شده است (Awan & Imran, 2015) زیرا تورم بالای قیمت مواد غذایی نه تنها بر

ثبات اقتصاد کلان بلکه بر امنیت غذایی کشورهای در حال توسعه 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 ارائه شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد که تورم مواد غذایی در بیست سال اخیر 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 (Alavirad et al., 2022).

به طور کلی، قیمت مواد غذایی تحت تاثیر عوامل متعددی قرار می‌گیرد که به صورت 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 موثر بر قیمت مواد غذایی هستند (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 بخش‌های خاصی از اقتصاد باعث افزایش قیمت در آن بخش می‌شود و این مسئله به ویژه 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 غیرمستقیمی بر تورم مواد غذایی در یک کشور داشته باشند (Alavirad et al., 2022).

بر اساس نظر کلارد و همکاران (Kellard et al., 1999) تغییر قیمت مواد غذایی متناسب با نرخ بهره است. مطالعات ایدروسو و آلاگیده (Iddrisu & Alagidede, 2020)، باتاچاریا و جین (Bhattacharya and Jain, 2020)، اسکریمگور (Scrimgeour, 2015)، اکرم (Akram, 2009) و فرانکل (Frankel, 2008) بیان کردند که سیاست پولی از سه کانال می‌تواند تورم مواد غذایی را تحت تاثیر قرار دهد. نخستین کانال از راه هزینه ذخیره سازی است؛ به صورتی که با افزایش نرخ بهره، هزینه فرصت ذخیره‌سازی مواد غذایی افزایش یافته و از این‌رو، قیمت مواد

غذایی را با افزایش مواجه خواهد کرد. دومین کانال، تغییر در بازدهی سایر دارایی‌های از جمله اوراق قرضه است به صورتی‌که با افزایش نرخ بهره بازدهی اوراق قرضه افزایش و از این‌رو، سفته‌بازان تمایل کمتری برای خرید و فروش کالاها داشته و به سمت دارایی‌هایی از جمله اوراق قرضه تمایل پیدا خواهند کرد؛ همین امر تقاضا برای مواد غذایی را کاهش داده و از این‌رو، قیمت مواد غذایی کاهش پیدا می‌کند. کانال سوم، از راه تغییر در تقاضا است؛ به صورتی‌که با اعمال یک سیاست پولی انبساطی، تقاضای کل و در نتیجه آن تقاضا برای مواد غذایی افزایش یافته و همین امر می‌تواند قیمت مواد غذایی را تحت تاثیر قرار دهد.

اثر سیاست پولی بر تورم مواد غذایی از کانال تقاضا، به سهم کالاهای غذایی در سبد مصرفی خانوار بستگی دارد؛ در صورتی که این سهم بالا باشد، سیاست پولی انبساطی تقاضای کل را افزایش داده و با توجه به سهم مواد غذایی، تقاضا برای آن بیش از سایر کالاها افزایش خواهد یافت و همین امر قیمت مواد غذایی را بیش از قیمت سایر کالاها تحت تاثیر قرار خواهد داد؛ از این‌رو می‌توان گفت 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 جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه بلالی و همکاران (Balali et al., 2021)، اعظم زاده 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 بین این مطالعات می‌توان به مطالعات جهان‌تیغ و همکاران (Jahantigh et al., 2018)، دی هان (De Haan, 2020)، کومار و داش (Kumar & Dash, 2020)، ادریسو و آلاگیدده (Iddrisu &Alagidede, 2020) و باتاچاریا و جین (Bhattacharya & Jain, 2020) اشاره کرد.

اعظم‌زاده شورکی و خلیلیان (Aazamzadeh Shooroki & Khalilian, 2010) به بررسی تاثیر سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران با استفاده از الگوی ARDL، 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 ۳ درصد و در بلندمدت حدود ۶ درصد می‌باشد. پیش‌بهار و باغستانی (Pishbahar & Baghestani, 2014) در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی اثرگذاری شوک‌های قیمت جهانی نفت و مواد غذایی بر متغیرهای رشد اقتصادی، شاخص سهام، نرخ بهره، تورم و نرخ واقعی ارز پرداختند. در این مطالعه که با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) انجام شد، نتایج نشان دادند که تورم مواد غذایی بر تورم داخلی و نرخ ارز اثرگذار بوده و شاخص قیمت مواد غذایی در جهان تحت تاثیر شوک‌های نفتی قرار می‌گیرد. پیش‌بهار و جاودان (Pishbahar & Javdan, 2016) در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM)، به بررسی اثر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت، شوک‌های پولی مثبت اثری معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی در ایران دارند. قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2016) در مطالعه‌ای به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVECM) پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت شوک ارزش افزوده بخش کشاورزی دارای اثر منفی و معنی‌دار و حجم پول داری 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 پرداخته و به این 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) در مطالعه خود به بررسی اثر قیمت حامل‌های انرژی بر تورم مواد غذایی در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت با افزایش قیمت حامل‌های انرژی به دلیل همسو شدن هزینه‌های تولیدکننده با افزایش قیمت حامل‌های انرژی و هم‌چنین، اثرپذیری از افزایش قیمت سایر زیر بخش‌های متاثر از تولید، قیمت مواد غذایی افزایش چشمگیری یافته است.

در مطالعات خارجی نیز جهان‌تیغ و همکاران (Jahantigh et al., 2018) در مطالعه‌ای اثر شوک سیاست پولی بر قیمت مواد غذایی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده از مطالعه نشان داد یک درصد افزایش در عرضه پول و نرخ سود سپرده گذاری به ترتیب باعث افزایش ۰/۱۸و ۰/۸۲ درصدی در قیمت مواد غذایی در بلندمدت می‌شود. دی هان (De Haan, 2020) در مطالعه خود به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر تورم و تورم انتظاری پرداختند. در این مطالعه با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی نشان داده شد که هم اطلاعات افراد و هم سیاست‌های پولی می‌تواند تورم انتظاری را تحت تاثیر قرار دهد. در این مطالعه نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده

به عنوان شاخص تورمی لحاظ شده و تورم بخشی مورد نظر قرار نگرفته است. کومار و داش (Kumar & Dash, 2020) در مطالعه‌ای دیگر اثر سیاست‌های پولی بر تورم کل و تورم بخشی را در هند را مورد تحلیل و بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه که با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ بدست آمده بود، نشان داد که اثربخشی سیاست‌های پولی در کنترل تورم در طول زمان افزایش یافته است. ضمن اینکه این مطالعه نشان داد که اثربخشی سیاست پولی در کنترل تورم در بخش صنعت بیش از سایر بخش‌ها بوده است. ادریسو و آلاگیده (Iddrisu &Alagidede, 2020) به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر تورم مواد غذایی در آفریقای جنوبی با استفاده از یک رگرسیون کوانتایل پرداختند. نتایج نشان دادند که نوسانات قیمت مواد غذایی ناشی از سیاست‌های پولی در این کشور بوده که با استفاده از هدف‌گذاری تورمی می‌توان این مورد را برطرف کرد. باتاچاریا و جین (Bhattacharya & Jain, 2020) در مطالعه‌ای دیگر 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 پیش‌بینی نشده اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم مواد غذایی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته دارد.

مطالعاتی دیگر، از جمله ایسمایا و آنوگراه (Ismaya & Anugrah, 2018) در بررسی عوامل تعیین کننده تورم مواد غذایی، افزون بر متغیرهای دیگر به نقش سرمایه‌گذاری به عنوان زیرساخت تولید توجه کرده‌اند. آنها نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری کل بر تورم مواد غذایی در اندونزی تأثیری معنادار دارد. در ایران نیز اسماعیل‌زاده مقری (Esmaeilzadeh Maghari, 2009) در مطالعه‌ای 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. برای این منظور، پژوهشگران گوناگون با استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی متفاوت از زوایای متفاوتی به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی گوناگون بر تورم مواد غذایی پرداخته‌اند. این مطالعات توانسته‌اند نتایج ارزنده‌ای 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، این مطالعه با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در طول زمان (TVP-VAR) قادر خواهد بود این شکاف مطالعاتی را پر کرده و نتایج کاربردی از تغییرات پویای اثرگذاری متغیرهای کلان بر تورم مواد غذایی در اختیار سیاست‌گذار قرار دهد. لذا، این مطالعه با هدف بررسی اثر ضربه متغیرهای کلان اقتصادی، بر تورم مواد غذایی انجام شده است. متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفته شده در الگوی این مطالعه شامل همچون نرخ رشد اقتصادی (Pishbahar &

Ghahremanzadeh et al., 2016; Bhattacharya and) ، نرخ بهره (Baghestani, 2014 Aazamzadeh Shooroki & Khalilian, 2010;)، رشد نقدینگی (Jain, 2020 Ghahremanzadeh et al., 2016) سرمایه‌گذاری (Ismaya & Anugrah, 2018) و نرخ ارز(Pishbahar et al., 2014) است.

مواد و روش‌ها

یکی از روش‌هایی که اخیرا 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 VARدر 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 سیکلی را دارد؛ از این‌رو نتایج دقیق‌تری را به همراه خواهد داشت (;Koop & Korobilis, 2013 Eickmeier et al., 2011). مدل ابتدایی VARکه توسط سیمز (۱۹۸۰) 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 به صورت زیر است:

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

در رابطه بالا e نشان‌دهنده 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 متغیرها است. مدل بالا یک مدل خطی بوده که مقادیر پیش‌بینی شده برای y تابعی از تعدادی وقفه‌های متغیرها است و از زمان مستقل می‌باشد؛ این در حالی است که مطالعات گوناگون نشان دهنده متغیر بودن گشتاورهای مراتب بالاتر در طول زمان هستند و این مورد با معرفی مدل‌های ARCH توسط انگل (۱۹۸۲) شروع شد. حال اگر یک مدل‌ساز بخواهد ضرایب متغیری در طول زمان برای مدل ارائه شده در معادله (۱(داشته باشد، چندین راه پیش‌روی خود خواهد داشت. نخستین راه حل، اضافه کردن یک متغیر موهومی به عنوان یک متغیر از پیش تعیین شده در طول زمان است؛ راه‌حل‌های جایگزین را می‌توان در برآورد مدل‌های آستانه‌ای VAR و مدل‌های ترکیبی VAR و تغییر رژیم مارکف جستجو کرد، اما به صورت کلی یک مدلی انعطاف‌پذیر برای برآورد ضرایب در طول زمان می‌تواند بهتر از استفاده از اینچنین مدل‌های غیرخطی باشد. با این توضیحات، اگر مدل VAR در معادله (۱(به صورت یک مدل استاندارد VAR با ضرایب متغیر نوشته شود، یک مدل استاندارد TVP-VAR نتیجه خواهد داد. معادله 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 به صورت 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 به صورت 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 به صورت 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.

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

در رابطه بالا 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 می‌توان به صورت زیر تجزیه کرد:

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

در رابطه بالا 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 بدست آمده از Ω_e در طول زمان متغیر خواهند بود.

جمله خطا در مدل TVP-VAR ارائه شده در معادله (۲(را می‌توان به صورت رابطه زیر تجزیه کرد:

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

در رابطه بالا می‌توان واریانس ϵ_t را به صورت ماتریس واحد نرمال کرده و 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 (MCMC[1]) انجام می‌گیرد. با استفاده از این الگوریتم می‌توان توزیع پسین مشترک را برای پارامترها ارزیابی کرد. از سوی دیگر، در الگوریتم MCMC، از مشکل ابعادی پارامترها جلوگیری می‌شود زیرا این روش اساسا به نمونه‌گیری بازگشتی از اهداف ابعادی پایین پرداخته و به کاهش مشکلات مربوط به وجود بسیار زیاد پارامترها جلوگیری می‌کند.

در جدول (۱) متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه و چگونگی محاسبه آن آورده شده است. داده‌های این پژوهش به صورت فصلی در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ مورد استفاده قرار گرفته و تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از نرم افزار MATLAB انجام شده است.

[1]Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

جدول ۱- متغیرهای مورد استفاده در پژوهش و روش محاسبه

نام 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

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 بر اساس 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.

جدول۲- 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

منبع: یافته‌های پژوهش

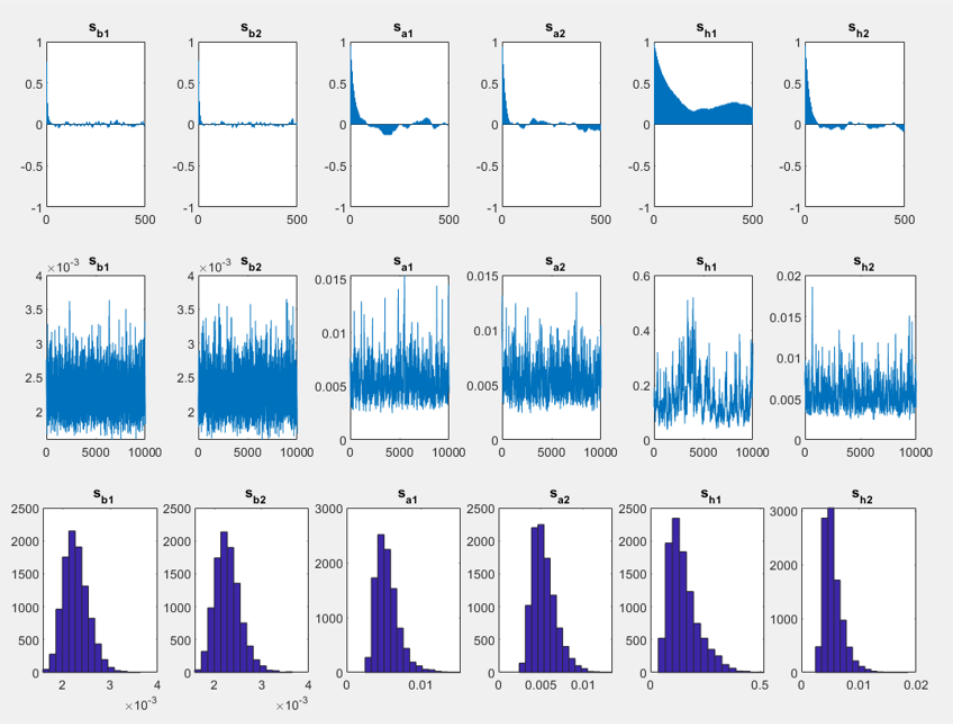
بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۳)، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها بر اساس این آزمون نیز پایا بوده و فرض وجود ریشه واحد برای تمامی آنها رد می‌شود.

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

منبع: یافته‌های پژوهش

تعیین تعداد وقفه یکی از نخستین اقدامات برای برآورد مدل‌های مبتنی بر ساختار VAR است که در این مطالعه به منظور محاسبه تعداد وقفه بهینه از معیار آکائیک استفاده شد و بر این اساس، تعداد وقفه ۱ برای متغیرها انتخاب شد. ضمن اینکه به منظور برآورد نیز از تعداد تکرار M=10000 استفاده شده است. بنابراین، برای دستیابی به تخمین‌های توزیع پسین، مدل برای ۱۰۰۰۰ نمونه اجرا شد.



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

منبع: یافته‌های پژوهش

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 (۲۰۱۱) و چن و همکاران (۲۰۲۰) این نمودارها تأیید می‌کنند که نمونه‌های بدست آمده از نمونه‌گیری MCMC ناهمبسته و مؤثر هستند.

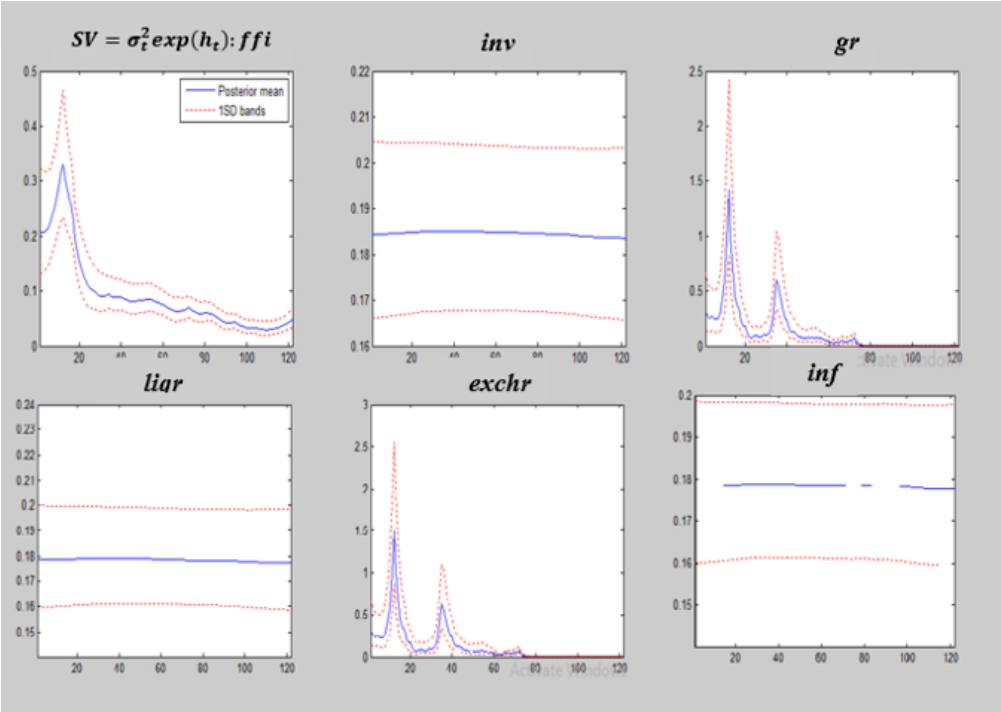
جدول ۴- نتایج ضرایب برآوردی در الگوی TVP-VAR

پارامتر	میانگین	انحراف معیار	آماره Geweke	ضریب ناکارایی	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

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۴) میانگین توزیع پسین، انحراف معیار، محدوده پایین برای بازه اطمینان ۹۵٪ ، محدوده بالا برای بازه اطمینان ۹۵٪، نتیجه آزمون تشخیص همگرایی (Geweke) و ضریب ناکارایی را نشان می‌دهد. مقادیر میانگین همگی در محدوده‌های اطمینان ۹۵٪ بودند و آماره همگرایی Geweke در محدوده مقدار بحرانی ۵٪ بود، که به معنی همگرایی پارامترها به توزیع پسین است (ناکاجیما و همکاران، ۲۰۱۱؛ هوانگ و همکاران، ۲۰۲۲؛ لیو و همکاران، ۲۰۲۲). همچین نتایج نشان داد که ضرایب ناکارایی همگی کمتر از ۱۰۰ به دست آمده‌اند. بنابراین، استنتاج آماری پسین در محدوده معقولی قرار دارد و تخمین پارامتر مدل موثر است (Gong & Lin, 2018; Chen et al., 2020). بر اساس نتایج به دست آمده، 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 به دست آمده در نمودار (۲) ارائه شده است.

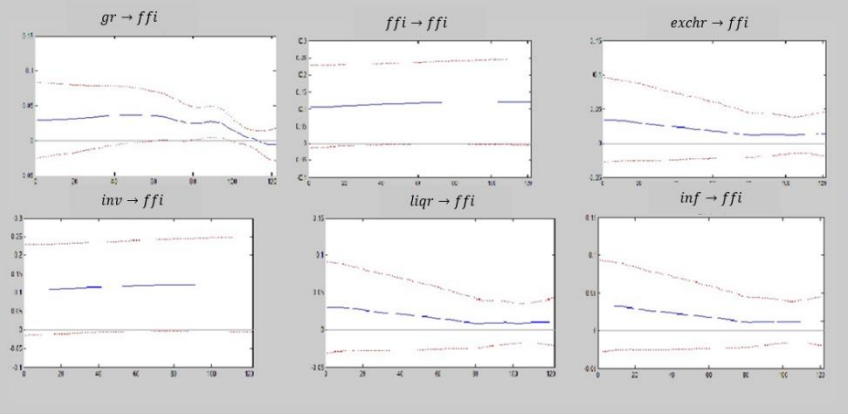


نمودار ۲- میانگین توزیع احتمال پسین

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۳) نتایج مربوط به 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 بجز برای سرمایه‌گذاری و خود تورم مواد غذایی، پارامترهای متفاوتی در طول دوره زمانی مورد بررسی به دست آمده است. به بیان دیگر، این نتایج تصدیق می‌کند که اکتفا به پارامترهای ثابت در طول زمان به دست آمده از رویکر معمول VAR در چنین حالتی،

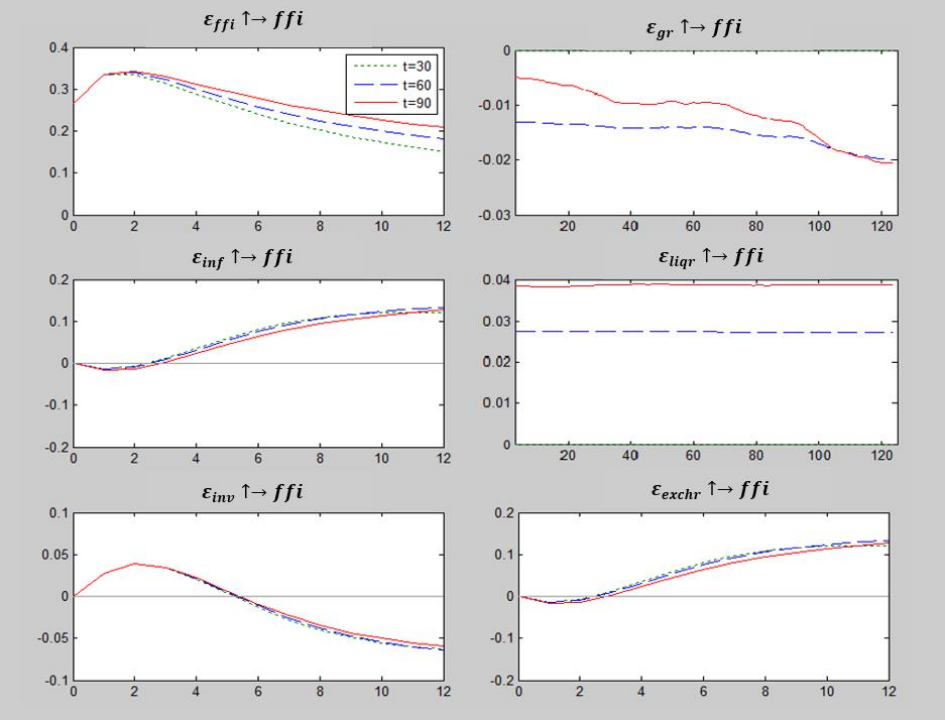
توانایی برآورد تنها متوسطی از تغییرات متغیرهای مؤثر بر تورم مواد غذایی را داراست. این موضوع اهمیت کاربرد رویکر TVP-VAR را در تحلیل اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم موارد غذایی را برجسته می‌کند.



نمودار ۳- ضرایب بدست آمده بدست آمده از برآورد مدل TVP-VAR

منبع: یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل 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., 2020). پس از تخمین مدل و آزمون پارامترها، از آنالیز 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. به طور کلی، سه بازه با طول‌های گوناگون برای انعکاس تغییرات پاسخ کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت متغیر وابسته به متغیر مستقل انتخاب شد. در نمودار (۴) نتایج تحیلی واکنش به ضربه ارائه شده است.



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

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در بالا 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 ۳۰ دوره، ۶۰ دوره و ۹۰ دوره نشان می‌دهد. برای مثال $\varepsilon_{ffi} \uparrow \rightarrow ffi$ نشان می‌دهد که یک انحراف معیار افزایش در نرخ تورم مواد غذایی در یک نقطه زمانی، اثر مثبتی 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 کرده و سپس روند این اثر مثبت نزولی می‌شود، اما نکته شایان توجه در این نمودار 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 $\varepsilon_{gr} \uparrow\rightarrow ffi$ نشان می‌دهد که یک انحراف معیار افزایش در رشد اقتصادی در دوزه مورد بررسی، اثر منفی بر تورم مواد غذایی داشته و 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، کاهش هزینه‌های تولید می‌تواند منجر به کاهش تورم مواد غذایی شود. همانطور که در نمودار نیز نشان داده شده است، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در بلند مدت کاهش بیش‌تری در تورم مواد غذایی را به دنبال خواهد داشت. این نتیجه هماهنگ با نتایج مطالعه عبدی سیدکلایی و طاهری بازخانه (۱۳۹۹) است.

نمودار بعد که نتایج واکنش به ضربه را برای متغیر نرخ بهره و تورم مواد غذایی ($\boldsymbol{\varepsilon_{inf}} \uparrow\rightarrow \boldsymbol{ffi}$) نشان می‌دهد، حاکی از اثر مثبت نرخ بهره بر تورم مواد غذایی در بلند مدت است. یک انحراف افزایش در نرخ بهره، تا دوره اثر کاهش اندکی بر تورم مواد غذایی دارد، اما این اثر کاهش در دوره سوم از بین رفته و در بلند مدت، 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 داودی و ذوالقدری (۱۳۹۰) است. نمودار متناظر با $\boldsymbol{\varepsilon_{liqr}} \uparrow\rightarrow \boldsymbol{ffi}$ 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 بلند مدت قوی را میان رشد پول (نقدینگی) و تورم نشان می‌دهد. این استدلال در تطابق با مطالعه حسینی و محتشمی (۱۳۸۷) 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 (Esmaieel Zadeh Magharri, 2009). نمودار متناظر با $\boldsymbol{\varepsilon_{inv}} \uparrow\rightarrow \boldsymbol{ffi}$ به خوبی 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، کاهش تورم مواد غذایی را در پی دارد و این اثر منفی در گذر زمان پایدار بوده و کاهش بیش‌تر تورم موارد غذایی را در پی دارد.

در آخرین نمودار تحلیل واکنش ضربه بدست آمده از تخمین مدل TVP-VAR، اثر یک انحراف معیار افزایش در نرخ ارز بر تورم مواد غذایی ($\boldsymbol{\varepsilon_{exchr}} \uparrow\rightarrow \boldsymbol{ffi}$) 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 این مطالعه، 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 این مطالعه در مورد اثر مثبت افزایش نرخ ارز بر تورم مواد غذایی هماهنگ با مطالعه تحصیلی (۱۴۰۱) است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بر اساس ادبیات موضوع، از جمله متغیرهای کلیدی اثرگذار بر قیمت موادغذایی شامل رشد اقتصادی، نرخ ارز، نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و رشد نقدینگی است. لذا، این مطالعه با هدف بررسی اثر این متغیرهای کلان اقتصاد بر تورم مواد غذایی انجام شد. برای این منظور از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۹ و الگوی TVP-VAR استفاده شد. نتایج نشان داد که پارامترهای برآورد شده در طول زمان متغیر هستند لذا، نتایج بدست آمده 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 تحیل 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 تکنولوژی در بخش کشاورزی، ذخیره‌سازی و صنایع تبدیلی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. این موضوع با توجه به نتایج این مطالعه 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 به دنبال 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 سیاست‌گذاران بستر دسترسی تولیدکنندگان مواد غذایی از جمله کشاورزان و صنایع فعال در تولید مواد غذایی را به اعتبارات و سرمایه‌های ارزان را مهیا کنند. در پایان، این نتیجه دارای اهمیت است که افزایش تورم مواد غذایی در یک نقطه از زمان، اثر افزایشی پایداری بر تورم مواد غذایی در دوره‌های آتی دارد. لذا، سیاست‌گذار بایستی به اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی آگاه باشد و با توجه به وابستگی آن به امنیت غذایی و سلامت جامعه به آن 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), -. 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. AlaviRad, A., Hatami, H., & totonchi, 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.
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 Lag Model. *Agricultural Economics Research*, *12*(48), 171-188. [In Persian]
12. Banse, M., Nowicki, P., & van Meijl, H. (2008). Why are current food prices so high?. *Sugarcane ethanol*, 227.
13.Bhattacharya, R., & Jain, R. (2020). Can monetary policy stabilise 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. G. (2011). Classical time-varying FAVAR models-estimation, forecasting and structural analysis. Forecasting and Structural Analysis.
18. Esmaieel Zadeh Magharri, A. (2009). The Survey on Inflution Effectiveness from Total Investment in Iran's Economy. *Economics Research*, *9*(33), 97-123. [In Persian]
19. FAO. (2022). Food Price Monitoring and Analysis (FPMA) Bulletin 10 March 2022, Monthly report on food price trends. Retrieved from: https://www.fao.org/giews/food-prices/home/en/. Accessed on: May 20, 2022
20. FAO. (2023). FAO Food Price Index. Retrieved from: https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/. Accessed on: April 14, 2023
21. Frankel, J.A., (2008). The effect of monetary policy on realcommodity prices. A Book Chapter in the Volume: Asset Prices and Monetary Policy. University of Chicago Press. Pages 291–333
22. 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.
23. 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]
24. Gong, X., & Lin, B. (2018). Time-varying effects of oil supply and demand shocks on China's macro-economy. *Energy*, *149*, 424-437.
25. Hezareh, R., Shahnooshi, N., Mohammadi, H., & Saghaeian, S. M. (2016). Analysing the Role of Economic Variables on Food Prices in the Selected Oil Exporting and Importing Countries. *Agricultural Economics*, *9*(4), 75-96. [In Persian]
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). Determinant of food inflation. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, *21*(1), 81-94.
31. Jahantigh, F., RahmiGhasemabadi, 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.
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).
43. Pishbahar, E., & Baghestani, M. (2014). Investigating the Economic Effects of Oil and Food Price Shocks on Macroeconomic Variables in Iran. *The Economic Research*, *14*(3), 45-64.

44. Pishbahar, E., & Javdan, E. (2016). The Impact of Monetary Shocks on Food Price in Iran. *The Economic Research*, *15*(4), 127-142.
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. 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]
49. Violeta, D., Constantinescu, L., & Elena, P. (2012). The Monetary Policy's Impact on the Inflationary Process of the Romanian Economy. *Ovidius University Annals: Economic Sciences Series*, 387-391.
50. WFP. (2022). Implications of the Conflict in Ukraine on Food Access and Availability in the East Africa Region. Retrieved from: https://reliefweb.int/sites/reliefweb.int/files/resources/WFP-0000138223_0.pdf. Accessed on: April 25, 2022
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.