ISSN(Print): 2008-6407 ISSN (Online): 2423-7248

Research Paper

Investigating the Relationship between Inflation and Price Fluctuations of Agricultural Products in Iran

Mohammad Javad Mehdizadeh Rayeni [1], Hamid Mohammadi [1], Saman Ziaee [1], Mahmoud Ahmadpour Borazjani[1], Mashallah Salarpour[1], Masoud Dehdashti[2]

1- Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Zabol University, Zabol, Iran
2- Department of Economics, Faculty of Economics, Bushehr Branch, Islamic Azad University, Bushehr, Iran.

Received:2019/10/15
Accepted: 2020/11/29
PP:123-140

Use your device to scan and read the article online

DOI: 10.30495/JAE.2022.23025.2080

Keywords:
Agricultural Prices, Inflation, Expected Inflation, Vector Error Correction Model, Iran.

Abstract

Introduction and purpose: The stability of the price of agricultural products is related to the stability and development of the market of agricultural products. On the other hand, inflation in Iran is increasing at an alarming rate, regardless of the strong fight against it, and has become the most important economic problem of the country. The purpose of this article is to investigate the relationship between inflation and expected inflation with price fluctuations of agricultural products in Iran using Var Autoregressive model and Granger causality test during the period of 1991-2019.

Materials and Methods: This research investigates the relationship between inflation and expected inflation with price fluctuations of agricultural products in Iran using Var Autoregressive model and Granger causality test during the period of 1991-2019 in the form of seasonal data.

Findings: The results showed that the inflation rate has a positive and significant effect on the price fluctuations of agricultural products during the studied time period. The expected inflation variable also has a positive and significant effect on the price fluctuations of agricultural products. Also, the results of the Granger causality test showed that there is a two-way cause and effect relationship between expected inflation and price fluctuations of agricultural products. There is also a two-way causality relationship between the two variables of inflation and expected inflation. And there is also a one-way causal relationship between inflation and agricultural product price fluctuations.

Discussion and conclusion: It is necessary for the government to strengthen the market order, maintain the stability of agricultural prices and prevent a sharp increase in inflation, on the one hand by directing the market to stimulate the enthusiasm of farmers to ensure supply, on the other hand to ensure the production of agricultural products and ensure Financing, to prevent the creation of a wide range of price-increasing measures, control the current agricultural products to take advantage of the market risk. And inflation control should not start from curbing agricultural prices.

Citation: Mehdizadeh Rayeni MJ, Mohammadi H, Ziaee S, Ahmadpour Borazjani M, Salarpour M, Dehdashti M. Investigating the Relationship between Inflation and Price Fluctuations of Agricultural Products in Iran: Journal of Agricultural Economics Research. 2022; 14 (3):123-140

***Corresponding Author:** Hamid Mohammadi
Address: Department of Agricultural Economic, University of Zabol, Zabol, Iran
Tell: 09173141455
Email: hamidmohammadi@uoz.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Considering the importance of food and its price in people's livelihood, governments have always tried to prevent the increase in food prices in accordance with the inflation of other sectors of the economy. In general, inflation has adverse effects on the socio-economic conditions of a society and can make the process of economic growth and development face a serious challenge. Inflation along with expected inflation are considered as the most basic economic problems of countries. For this reason, the phenomenon of inflation and its impact have attracted the attention of many economists, and a large part of the economic researches of different economic schools have been devoted to this phenomenon. Although the inflation variable is defined as an increase in the general level of prices, the truth is that not all prices increase uniformly and harmoniously, and its effects will not be the same between different sectors of the economy. Economists point out that inflation causes suboptimal allocation of resources by increasing the variability of relative prices. If the real conditions of the economy have not changed and assuming that the equilibrium is efficient, the change in the relative prices will cause suboptimal allocation and possibly change the production mix (3).

The instability of the price level may cause a difference in the relative prices due to the lack of complete synchronization in adjusting the prices of different goods. This deviation in relative prices will in turn lead to inefficient allocation of resources in economic sectors, even if total production is accurate. There is empirical evidence that inflation changes the output share of some sectors (even when endogenous inflation is taken into account). In recent years, inflation and inflation expectations have been used as an indicator to show the state of macroeconomic instability. The variables of different sectors of the economy, including the price index of agricultural products, are affected by the economic instability and fluctuations in prices. According to theoretical discussions in macroeconomics, inflation can affect the price of agricultural products. Unfortunately, until now, the impact of inflation and expected inflation on price fluctuations of agricultural products has not been given serious attention by researchers. In this regard, in this article, an attempt has been made to examine the relationship between inflation and expected inflation with price fluctuations of agricultural products in Iran (4).

Materials and Methods

The purpose of this research is to investigate the relationship between inflation and price fluctuations of agricultural products in Iran. When the behavior of several time series variables is examined in a pattern, it is necessary to pay attention to the relationship between them. One of the ways to do this is to set up and estimate a method of simultaneous equations. If the equations of this model include the intervals of variables, it is called the method of simultaneous dynamic equations. According to Sims (1980), if there is simultaneity between a set of pattern variables, this simultaneity should be considered the same in all pattern variables, and it is not correct to prejudge whether they are endogenous or exogenous. According to these points, Sims concludes that it is possible to estimate large-scale or macrometric models in the form of unrestricted summarized forms, in which all variables are assumed to be endogenous. Based on this, he introduced a new framework called vector autoregressive method (VAR). The VAR method consists of a simultaneous equations method that does not require the imposition of restrictions for identification and estimation, so that each equation uses an ordinary least squares (OLS) regression of one variable on its own intercepts and the other intercepts. The variables in the model are estimated (5).

Findings

Examining the development process of various countries indicates that the development of the agricultural sector as one of the most important economic sectors or even beyond that, as a necessary prerequisite for the sustainable development of the country is vital. Therefore, in this research, the relationship between inflation and price fluctuations of agricultural products in Iran during the period of 1370-1398 was investigated. The results of the Johansen and Yuselius long-term relationship model

indicated that there is a long-term relationship between the variables of the model. These results showed that the inflation rate has a positive and significant effect on the price fluctuations of agricultural products during this time period. The expected inflation variable also has a positive effect on the price fluctuations of agricultural products. Therefore, the higher the inflation rate and the expected inflation, the more the price fluctuations of agricultural products increase. The results of the vector error correction model indicated that the coefficients of all variables in the short-term relationship are statistically significant at the 95% confidence level. The error correction coefficient (ECM) in this model is 0.67 and statistically significant. Therefore, the short-term and long-term pattern are related and in each period 67% of the imbalance is corrected in the next period (next season). Inflation also has a positive coefficient in the short term. Therefore, in the short term, the increase in inflation has increased the price fluctuations of agricultural products. This increase in the price fluctuations of agricultural products is due to the increase in inflation in such a way that based on the coefficient of the first order difference of inflation (0.05510), an increase in inflation in the short term by one unit causes an increase in the price fluctuations of agricultural products by 0.055510. The coefficient of difference of the first order of the expected inflation variable is positive and it means that the increase in the expected inflation in the short term has caused the increase in the price fluctuations of agricultural products.The results of the Granger causality test showed a two-way cause and effect relationship between expected inflation and price fluctuations of agricultural products. Also, there is a two-way causality relationship between the two variables of inflation and expected inflation. There is a one-way causal relationship between inflation and agricultural product price fluctuations.

Discussion

The obtained results revealed that the effects of macroeconomic decisions are effectively reflected in the agricultural sector. Therefore, planning to determine appropriate economic policies and implementing these policies can play a very important role in price stability in this sector. According to these results and since the impact of inflation and expected inflation on the price fluctuations of agricultural products, it is suggested that in the long term, to improve the price fluctuations of agricultural products, non-price policies such as agricultural improvement, breed improvement, technology improvement Production should be prioritized in the executive policies of the country's decision-makers. In the short term and in the years when the price growth (inflation rate) is high, more rational price policies should be applied regarding agricultural products so that the price of these products is at least proportional to the implicit price index of the gross production. Domestic (GDP) to increase. Otherwise, production in the agricultural sector will face a serious problem. The effect of price fluctuations of agricultural products on inflation is obvious in the short term. Therefore, it is necessary for the government to strengthen the market order, maintain the stability of agricultural prices and prevent a sharp increase in inflation, on the one hand by guiding the market to stimulate the enthusiasm of farmers to ensure supply, and on the other hand to ensure the production of agricultural products and Ensuring financial resources, to prevent the creation of a wide range of price-increasing measures, control current agricultural products to take advantage of market risk. And inflation control should not start from curbing agricultural prices. The increase in the price of agricultural products will have a positive effect on the formation of inflation expectations, and inflation expectations will continue with late accumulation and promotion of inflation. Strengthening the management of intra-urban expectations is necessary not only for the stability of agriculture. The prices are predicted to manage the inflation, but it should strengthen the scientific guidance of public opinion and guide the people towards rationally dealing with the increase in prices, so as not to blindly follow the wrong message, causing the formation of inflation expectations. To be In order to prevent price fluctuations due to the inability to rationalize the amount of production due to difficulty in determining

prices, the government should immediately release information on agricultural prices to farmers and establish channels to facilitate quick access to price information for farmers. to strengthen the regulation of market conditions and improve farmers' awareness of the market economy in such a way that farmers can easily adjust the prices of agricultural products for the next year's production plan. Considering the contradictions between macro policies and special agricultural policies, these policies should be coordinated more carefully to get the most benefits to encourage farmers to increase production and, at the same time, seek food security for consumers. Have Adjusting the price of agricultural products with market conditions is a suitable method to coordinate the effects of macro policies and special policies of the agricultural sector, which should be considered by policy makers. It is necessary for monetary and financial policies to be long-term and relatively stable. For economic dynamism and increase of added value, especially in the agricultural sector, these policies should be used simultaneously.

Conclusion

The results showed that the inflation rate has a positive and significant effect on the price fluctuations of agricultural products during the studied time period. Expected inflation variable also has a positive and significant effect on price fluctuations of agricultural products. Also, the results of the Granger causality test showed that there is a two-way cause and effect relationship between expected inflation and price fluctuations of agricultural products. There is also a two-way causality relationship between the two variables of inflation and expected inflation. And there is also a one-way causal relationship between inflation and agricultural product price fluctuations.

شاپا الکترونیکی: ۷۲۴۸-۲۴۲۳ شاپا چاپی: ۶۴۰۷-۲۰۰۸

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه تورم با نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در ایران

محمد جواد مهدی‌زاده راینی[۱]، حمید محمدی[۱*]، سامان ضیایی[۱]، محمود احمدپور برازجانی[۱]، ماشالله سالارپور [۱]، مسعود دهدشتی[۲]

۱- گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
۲- گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بوشهر، بوشهر، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۹/۰۹
شماره صفحات: ۱۴۰-۱۲۳

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

DOI: 10.30495/JAE.2022.23025.2080

واژه‌های کلیدی:
قیمت محصولات کشاورزی، تورم، تورم انتظاری، الگوی خودتوضیح برداری، ایران.

چکیده

مقدمه و هدف: ثبات قیمت محصولات کشاورزی با ثبات و توسعه بازار محصولات کشاورزی مرتبط است. از طرفی تورم در ایران، بی‌توجه به مبارزه شدیدی که با آن می‌شود، با نرخ نگران کننده‌ای در حال افزایش است، و به مهم‌ترین مشکل اقتصادی کشور تبدیل شده است. هدف این مقاله بررسی رابطه تورم و تورم انتظاری با نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در ایران با استفاده از روش خودتوضیح‌برداری و آزمون علیت گرانجر طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۰ می‌باشد.

مواد و روش‌ها: این پژوهش به بررسی رابطه تورم و تورم انتظاری با نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در ایران با استفاده از روش خودتوضیح‌برداری و آزمون علیت گرانجر طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۰ به صورت داده‌های فصلی پرداخته است.

یافته‌ها: نتایج نشان داد نرخ تورم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی طی دوره زمانی مورد مطالعه دارد. متغیر تورم انتظاری نیز تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی دارد. هم‌چنین، نتایج آزمون علیت گرانجر نشان داد که یک رابطه علت و معلولی دو طرفه بین تورم انتظاری و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی برقرار است. رابطه علیت دو طرفه نیز بین دو متغیر تورم و تورم انتظاری وجود دارد. و هم‌چنین، یک رابطه علی یک طرفه بین تورم و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد.

بحث و نتیجه‌گیری: لازم است دولت تقویت نظم بازار، حفظ ثبات قیمت‌های کشاورزی و جلوگیری از افزایش شدید تورم را تقویت کند، از یک سو با هدایت بازار برای تحریک شور و شوق کشاورزان برای اطمینان از عرضه از طرف دیگر برای اطمینان از تولید محصولات کشاورزی و اطمینان از تأمین منابع مالی، برای جلوگیری از ایجاد دامنه گسترده‌ای از اقدامات افزایش قیمت، محصولات کشاورزی فعلی را کنترل کند تا از ریسک بازار استفاده کنند. و کنترل تورم، نباید از مهار قیمت‌های کشاورزی آغاز شود.

* **نویسنده مسئول:** حمید محمدی
نشانی: گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
تلفن: ۰۹۱۷۳۱۴۱۴۵۵
پست الکترونیکی: hamidmohammadi@uoz.ac.ir

مقدمه

کشاورزی به‌عنوان کهن‌ترین فعالیت تولیدی و اقتصادی، نقش بسیار مهم و اساسی در توسعه اقتصادی همه کشورها و بویژه کشورهای درحال توسعه دارد؛ به گونه‌ای که کشاورزی محور توسعه و امنیت غذایی است. بخش کشاورزی کشور با تأمین ۱۲ درصد از تولید ناخالص ملی، ۲۳ درصد از اشتغال نیروی کار و ۸۵ درصد از نیازهای غذایی کشور، ۳۶ درصد از صادرات کشور و ۲۱ درصد از صادرات غیرنفتی، به‌عنوان مهم‌ترین بخش اقتصادی و محور برنامه-های توسعه اقتصادی کشور مطرح است (۱). با توجه به جایگاه بخش کشاورزی در اقتصاد کشور و هم چنین، امنیت غذایی و اهمیت سیاسی مربوط به آن، توجه به بخش کشاورزی و توسعه این بخش ضروری است.

یکی از عوامل بسیار مهم در توسعه بخش کشاورزی، مقدار سرمایه‌گذاری در این بخش است. سرمایه به لحاظ قابلیت تبدیل آن به دیگر عوامل در فرایند تولید، نقش بسیار مهمی در فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کند. سرمایه‌گذاری یکی از اجزای مهم تقاضای کل است که نقش بسیار تعیین کننده‌ای در نوسان‌های اقتصادی و رشد اقتصادی هر کشور ایفا می‌کند؛ لذا شناخت رفتار سرمایه‌گذاری در کانون توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. بر این اساس، از دیرباز نظریه‌پردازان درصدد تهیه الگویی بوده‌اند تا بتوانند رفتار سرمایه‌گذاری را تبیین و عوامل مهمِ تأثیرگذار بر آن را شناسایی کنند. نوسانات مکرر در قیمت محصولات کشاورزی باعث می‌شود تا کشاورزان انتظارات پایدار از قیمت محصولات کشاورزی را نداشته باشند.

بنابراین، کشاورزان نمی‌توانند از قیمت محصولات کشاورزی برای تهیه یک برنامه تولید محصول معقول برای سال آینده استفاده کنند. علاوه بر این، افزایش قیمت محصولات کشاورزی باعث افزایش قیمت سایر کالاها گردیده و منجر به تورم شده و ثبات اقتصادی را در پی ندارد (۲). با افزایش قیمت محصولات کشاورزی، تثبیت قیمت‌ها به دغدغه اصلی دولت تبدیل می‌شود. دولت غالباً اقدامات لازم را برای سرکوب این روند انجام خواهد داد. با این حال، هنگامی که قیمت محصولات کشاورزی کاهش می‌یابد، این امر اغلب به ضرر منافع کشاورزان خواهد بود، و به طور جدی به اشتیاق کشاورزان آسیب می‌رساند (۳). با توجه به اهمیت مواد غذایی و قیمت آن در معیشت مردم، دولت‌ها همواره تلاش کرده‌اند تا از افزایش قیمت مواد غذایی مطابق با تورم سایر بخش‌های اقتصاد جلوگیری کنند. به طور کلی، تورم آثار نامطلوب بر شرایط اقتصادی اجتماعی یک جامعه دارد و می‌تواند فرآیند رشد و توسعه اقتصادی را با چالش جدی روبه‌رو کند. تورم به همراه تورم انتظاری به‌عنوان اساسی‌ترین معضلات اقتصاد کشورها مطرح هستند. به همین دلیل، پدیده تورم و تاثیرگذاری آن نظر بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب نموده و بخش وسیعی از پژوهش‌های اقتصادی مکاتب گوناگون اقتصادی به این پدیده اختصاص یافته است (۱۷). اگر چه متغیر تورم به صورت افزایش سطح عمومی قیمت‌ها تعریف می‌شود، ولی حقیقت این است که همه قیمت‌ها یکنواخت و هماهنگ افزایش نمی‌یابند و اثرات آن بین بخش‌های گوناگون اقتصاد یکسان نخواهد بود. اقتصاددانان بر این نکته اشاره دارند که تورم با افزایش تغییرپذیری قیمت‌های نسبی موجب تخصیص غیربهینه منابع می‌شود. چنانچه شرایط واقعی اقتصاد تغییر نکرده باشد و با فرض اینکه تعادل کارا است، تغییر در قیمت‌های نسبی موجب تخصیص غیربهینه و احتمالاً تغییر ترکیب تولید خواهد شد (۴). بی‌ثباتی سطح قیمت‌ها ممکن است به سبب عدم همزمانی کامل در تعدیل قیمت کالاهای گوناگون، تفاوت در قیمت‌های نسبی را ایجاد کند. این انحراف در قیمت‌های نسبی به نوبه خود منجر به تخصیص ناکارآمد منابع در بخش‌های اقتصادی خواهد شد، حتی اگر تولید کل دقیق باشد. شواهد تجربی مبنی بر این که تورم سهم تولید برخی بخش‌ها را (حتی زمانی که تورم درون‌زا در نظر گرفته می‌شود) تغییر می‌دهد، وجود دارد (۵). از طرفی افزایش در تولید ناخالص داخلی، سبب افزایش تقاضای کالا و خدمات، و کاهش آن نیز به کاهش تقاضا برای کالا و خدمات منجر می‌شود. تقاضای اضافی می‌تواند سبب افزایش تولید برای برآوردن تقاضا و یا افزایش در قیمت کالاها و خدمات در نتیجه فشار تقاضا شود (۶). تورم می‌تواند به دلیل انتظارهای تولیدکننده، مصرف‌کننده و سرمایه‌گذار در آینده شکل گیرد. در اقتصادهای ملتهب نیز افزایش فعالیت‌های تجاری بازار بورس باعث تشدید رشد قیمت‌ها خواهد شد. افزایش تورم منجر به کاهش سودآوری فعالیت‌های تولیدی و تعدیل نیروی کار نیز می-شود. افزایش بیکاری منجر به کاهش درآمد قابل تصرف، کاهش تقاضای کالا و خدمات، و درنتیجه در شرایط کاهش نیافتن تولید، منجر به ایجاد مازاد کالا و خدمات می‌شود. ترکیب دستمزدهای پایین، افزایش بیکاری، افزایش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی چرخه رکود اقتصادی را نشان می‌دهد. آشکار است که تورم می‌تواند بیش‌تر به‌عنوان مقیاسی برای بازگویی وضعیت کلی کلان اقتصادی در نظر گرفته شود، و از طرفی نوسان‌ها و انحراف اجزای غیرقابل پیش‌بینی آن می‌تواند شاخص بی‌ثباتی و نااطمینانی وضعیت کلان اقتصادی باشد. از این‌رو، با توجه به عدم افزایش قیمت محصولات کشاورزی متناسب با نرخ تورم، انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. وجود تورم به دلیل عدم اعتماد به آینده اقتصادی و بر هم زدن رابطه مبادله بخش کشاورزی با سایر بخش‌های اقتصادی می‌تواند تأثیر مخربی را بر سرمایه‌گذاری در این بخش داشته باشد. هنگامی که انگیزه‌های تولید کشاورزان کاهش می‌یابد، حمایت از عرضه موثر مواد غذایی دشوار است. قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی بخش مهمی از سیاست‌های کلان برای توسعه اقتصادی است و اجرای چنین سیاست‌هایی نقشی مهم در عرضه و تقاضای کشاورزی دارد. محصولات کشاورزی و قیمت‌گذاری آن نقش اساسی در توسعه اقتصادی کشور و رفاه کشاورزان دارد. نوسانات مکرر در قیمت محصولات کشاورزی، اجرای اقدامات کلان کنترل مؤثر برای بازار محصولات کشاورزی را برای دولت دشوار می‌کند. بنابراین نوسان قیمت محصولات کشاورزی ارتباط نزدیکی با تولیدات کشاورزی و امنیت غذایی دارد (۷). بر این اساس پژوهش‌هایی در زمینه تورم و

قیمت کالاهای کشاورزی انجام گرفته است. محمدی و همکاران (۱۰) در مطالعه‌ای با عنوان تاثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در بورس کالای ایران (مطالعه موردی جو دامی) نشان داد که نوسانات قیمت جو در بازار بورس کالای ایران از نوسانات قیمت بازار آزاد ایران و بورس کالای شیکاگو بیش‌تر است که این موضوع منعکس کننده پایین بودن درجه کارایی بازار بورس کالای ایران است. تغییرات قیمت نفت خام و نرخ ارز اثرات معنی‌داری روی تغییرات قیمت جو دامی در بورس کالای ایران داشته‌اند. پیش‌بهار (۱۱) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثرات تورم بر تولید و رشد بخش‌های اقتصاد ایران با تاکید بر بخش کشاورزی نشان داد که تکانه ساختاری تورم تولید همه بخش‌های اقتصادی را در کوتاه‌مدت تحت تاثیر قرار داده است، ولی مقدار این تأثیرگذاری کم و در بخش‌های گوناگون غیر یکنواخت بوده است. در میان مدت، تاثیرگذاری تکانه تورمی بر تولید بخش‌ها به شدت کاهش یافته و در بلندمدت از بین می‌رود. هم‌چنین، نتایج بیانگر این بود که در بین بخش‌های صنایع و معادن، خدمات و کشاورزی شوک (تکانه) تورمی کمترین سهم را در نوسان‌های تولید بخش کشاورزی دارد. بنابراین، تورم نمی‌تواند تولید و رشد بخش‌های اقتصادی ایران به‌ویژه بخش کشاورزی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت به نحو مؤثری تحت تاثیر قرار دهد. ژائو همکاران[1] (۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی رابطه بین نوسانات قیمت محصولات کشاورزی و تورم در چین نشان داد که بین نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، انتظار تورم و تورم هیچ رابطه‌ای وجود ندارد، اما نوسان قیمت محصولات محصولات کشاورزی دلیل اصلی انتظار تورم است. بین انتظار تورم و تورم علیت گرنجر دو طرفه وجود دارد. ژی و وانگ[2] (۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان تاثیر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در مقدار تغییرات مقدار تولید محصولات کشاورزی در چین نشان داد که نوسانات قیمت محصولات کشاورزی باعث تغییر در مقدار تولید می‌شود. نتایج آزمون علیت گرنجری نیز بیانگر آن بود که یک رابطه دو طرفه بین نوسانات قیمت محصولات کشاورزی و نوسانات تولید وجود دارد. اجوان و آگوومیک[3] (۱) در مطالعه‌ای با عنوان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش کشاورزی نیجریه در شرایط وجود نااطمینانی با استفاده از روش هم انباشتگی یوهانسون و مدل تصحیح خطا نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت بر بخش کشاورزی داشته، اما بی‌ثباتی سیاسی اثر منفی بر سرمایه‌گذاری کشاورزی در بلندمدت داشته است. نوسان نرخ ارز و نرخ تورم بالا را مشکلاتی می‌دانند که باید در جهت بهبود سرمایه گذاری در کشاورزی مورد توجه بیش‌تر قرار گیرند.

تورم و انتظارات تورمی در سال‌های اخیر در جایگاه شاخصی برای نشان دادن وضعیت بی‌ثباتی کلان اقتصادی به‌کار گرفته شده است. متغیرهای بخش‌های گوناگون اقتصاد و از جمله آنها شاخص قیمت محصولات کشاورزی از وضعیت بی‌ثباتی اقتصادی و نوسان‌های موجود در قیمت‌ها تاثیرپذیر است. با توجه به مباحث نظری در اقتصاد کلان، تورم می‌تواند بر قیمت محصولات کشاورزی اثرگذار باشد. متأسفانه تاکنون تأثیر تورم و هم‌چنین، تورم انتظاری بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی مورد توجه جدی پژوهشگران قرار نگرفته است. در این راستا در این مقاله سعی شده است به بررسی رابطه تورم و تورم انتظاری با نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در ایران پرداخته شود.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، در قسمت دوم مواد روش پژوهش معرفی شده و قسمت سوم به نتایج و بحث اختصاص یافته است. نتیجه‌گیری و پیشنهادها نیز بخش پایانی پژوهش را تشکیل می‌دهد.

مواد و روش‌ها

هدف این پژوهش بررسی رابطه تورم با نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در ایران است. وقتی رفتار چند متغیر سری زمانی در یک الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد لازم است ارتباط بین آن‌ها را مورد توجه قرار داد. یکی از راه‌ها برای این کار تنظیم و برآورد یک روش معادلات همزمان است. اگر معادلات این الگو شامل وقفه‌های متغیرها نیز باشد، آن را روش معادلات همزمان پویا می‌نامند. به اعتقاد سیمز[4] (۱۳)، اگر بین مجموعه‌ای از متغیرهای الگو هم‌زمانی وجود داشته باشد، باید این هم‌زمانی را در تمام متغیرهای الگو یکسان دانست و پیش قضاوت در مورد اینکه درونزا و برونزا هستند، صحیح نمی‌باشد. سیمز با توجه به این نکات نتیجه‌گیری می‌نماید که برآورد الگوهای کلان سنجی با مقیاس بزرگ، به صورت شکل‌های خلاصه شده نامقید، که در آن همه متغیرها درونزا فرض می‌شوند، امکان‌پذیر است. بر این اساس وی چهارچوب جدیدی را با عنوان روش خودبازگشتی برداری (VAR) معرفی نمود. روش VAR شامل یک روش معادلات همزمان است که نیازی به اعمال قیود برای شناسایی و برآورد ندارد به طوری که در آن هر معادله با استفاده از یک رگرسین حداقل مربعات معمولی (OLS) از یک متغیر نسبت به مقادیر با وقفه خودش و مقادیر با وقفه سایر متغیرهای در الگو تخمین زده می‌شود. شکل کلی الگوی (VAR) به صورت رابطه ۱ می‌باشد:

$$u_t \approx IN(O, \varepsilon) \qquad (۱)$$

که Y_t وقفه‌های مدل و هم‌چنین، u_t بردارهای k.1 جمله‌های خطا و A_i ها $(i = 1,2,3,\ldots, p)$ ماتریس‌های k.k ضرایب الگو هستند زیرا هر متغیر در Y_t بر اساس وقفه‌های خود آن متغیر و وقفه‌های سایر متغیرهای درون الگو توضیح داده می‌شود.

[1] Zhao et al
[2] Xie & Wang
[3] Ajuwon & Ogwumike
[4] Sims

الگوی تصحیح خطا برداری (ECM)[1] متناظر با معادله (۱) به صورت رابطه ۲ است:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p=1} \Gamma \Delta Y_{t-i} + \pi Y_{t-p} + \mu + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که Δ عملگر تفاضل مرتبه اول بوده و Γ_i و π به صورت رابطه ۳ تعریف می‌شوند:

$$\Gamma_i = -\left(I - \sum_{i=1}^{j} \pi_i\right) \text{ و } \pi = \left(I - \sum_{I=1}^{P} \varphi_i\right) \quad (۳)$$

در این روابط متغیرهای Y_t غیر ساکن بوده و $\Delta Y_t \approx I(0)$ فرض می‌شود. در صورتی که رابطه تعادلی بلندمدتی وجود نداشته باشد $\pi = 0$ خواهد بود. ماتریس π دارای ابعاد $n \times n$ است. چنانچه تنها یک رابطه بلندمدت وجود داشته باشد، آنگاه رتبه ماتریس π برابر واحد است، یعنی این ماتریس تنها یک سطر مستقل خواهد داشت. عناصر هر سطر، ترکیبی از سطرهای دیگر می‌باشد. به همین ترتیب اگر r رابطه بلندمدت وجود داشته باشد رتبه ماتریس π برابر r خواهد بود. ماتریس π را ماتریس تأثیر گویند که حاوی اطلاعات مربوط به روابط بلند مدت است و از رتبه π می‌توان اطلاعاتی را در مورد روابط بلندمدت بین Y_tها بدست آورد. چنانچه رتبه ماتریس بالا را برابر r و $r \prec n$ باشد (r تعداد بردار همگرا است) در آن صورت می‌توان نوشت: $\pi = \alpha.\beta$ که β همان ماتریس حاوی پارامترهای بلندمدت همگرایی و α ماتریس حاوی بردارهای تصحیح خطا است. ستون‌های ماتریس β بردارهای همگرایی را تشکیل می‌دهند. با داشتن ماتریس π و رتبه آن (r) می‌توان ماتریس‌های α و β را محاسبه کرد همواره $r \le n-1$ است.

روش یوهانسون- یوسیلیوس ارائه‌دهنده دو آزمون نسبت راست نمایی (LR)[2] برای تشخیص بردارهای همگرایی است. بدین ترتیب که با رگرسیون‌های گوناگونی که برآورد می‌شود، ماتریس تأثیر π به دست آمده و ریشه‌های مشخصه آن تعیین می‌شود، آنگاه با آماره‌هایی که ساخته شد، تشخیص داده می‌شود که چه تعداد از این ریشه‌های مشخصه از نظر آماری مخالف صفر هستند که تعداد مزبور رتبه ماتریس π و در نهایت، تعداد بردارهای همگرایی را مشخص می‌کند. آماره‌هایی که یوهانسون و یوسیلیوس ارائه داده‌اند عبارتند از: آماره آزمون اثر و آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه که به ترتیب در روابطه ۴ و ۵ آمده‌اند.

$$\lambda_{trace} = -2\ln(Q) = -T\sum_{r+1}^{k} \ln(1-\lambda_t)$$
$$\text{و} \quad r = 0,1,2,\ldots\ldots,k-1 \quad (۴)$$

(۵)

$$\lambda_{\max} = -2\ln(Q) - T\ln(1-\lambda_{r+1})$$
$$\text{و} \quad r = 1,2,\ldots\ldots,k-1$$

λ برآورد ریشه مشخصه حاصل از تخمین ماتریس π و T تعداد مشاهدات است. آزمون اثر به بررسی این فرضیه (فرضیه صفر) می‌پردازد که تعداد بردارهای همگرایی حداکثر برابر r بردار می‌باشد. فرضیه مقابل بدین صورت است که بیش از r بردار همگرایی وجود دارد. در سطح اطمینان معین، اگر کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود. آزمون حداکثر مقدار ویژه، فرض صفر مبنی بر وجود r بردار همجمعی را در مقابل فرض وجود $r+1$ بردار همگرایی بررسی می‌کنند. در سطح اطمینان مشخص، چنانچه کمیت محاسبه شده $\lambda_{\max}$ از مقدار بحرانی آن بیش‌تر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود.

لذا با توجه به مطالعه ژائو و همکاران (۱۸) نمایش یک روش VAR (p) در حالت استاندارد با ۳ متغیر به صورت رابطه ۶ می‌باشد:

$$LN(AP)=\beta_0+\beta_1 LN(IN)+\beta_2 LN(IN(-1))+\mu \quad (۶)$$

رابطه ۶ بیانگر روش VAR تخمینی است که در آن β_0 پارامتر عرض از مبدا و μ نیز ماتریس $k\times1$ اجزای اخلال می‌باشد که نوفه سفید می‌باشد. AP نوسانات شاخص قیمت محصولات کشاورزی، IN نرخ تورم، IN (-1) تورم انتظاری است (۱۸).

در این مطالعه، برای به دست آوردن نوسانات قیمت محصولات کشاورزی (متغیر وابسته)، روند بلندمدت از داده‌های قیمت محصولات کشاورزی کسر می‌شوند. روشی که برای این کار استفاده می‌شود فیلترینگ نام دارد. بنابراین، در این مقاله به جداسازی روند از داده‌ها با استفاده از روش فیلتر هادریک-پرسکات[3] پرداخته می‌شود. این روش تک معادله‌ای است که در سال ۱۹۸۹ توسط هودریک و پرسکات ارائه شده است و شهرتی بیش‌تر نسبت به دیگر روش‌های فیلترینگ همانند باکستر-کینگ دارد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان نوسانات مشاهده شده را به اجزای دائمی و موقتی تفکیک کرد. این فیلتر با حداقل نمودن مجموع مجذور انحراف متغیر Y از روند آن Y_t^{tr} بدست می‌آید. در واقع، مقادیر روند مذکور مقادیری هستند که رابطه ۷ را کمینه می‌کنند:

$$\sum_{t-1}^{T}(Y_t - Y_t^{tr})^2 + \lambda\sum_{r-2}^{T-1}[(Y_{t+1}^{tr} + Y_t^{tr}) - (Y_t^{tr} - Y_{t-1}^{tr})]^2 \quad (۷)$$

که در آن T تعداد مشاهدات و پارامتر λ عامل موزون کننده است که مقدار هموار بودن روند را تعیین می‌کند و برای داده‌های سالانه مقدار ۱۰۰ و برای داده‌های فصلی، مقدار ۱۶۰۰ به خود می‌گیرد. این فیلتر دو طرفه، قرینه بوده و مشکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد، اما در پایان دوره با مشکل مواجه است، زیرا آمار آینده

[1] Error Correction Model
[1.] Likelihood Ratio Test

[3]. Hodrick and Presscott Filter (HP)

موجود نیست. هر چقدر مقدار بیش‌تری را برای λ انتخاب شود، دلیل بر هموارسازی بیش‌تر بوده و در حد، سری زمانی به سمت خطی بودن حرکت خواهد کرد. البته این فیلتر دارای نارسایی‌های است که از آن جمله می‌توان به انتخاب داوطلبانه مقدار λ، چشم‌پوشی از شکست ساختاری اشاره کرد. بر اساس روش ارائه شده نوسانات قیمت محصولات کشاورزی را به صورت زیر تعریف نمود:

در ابتدا اندازه روند زمانی قیمت محصولات کشاورزی بر اساس فیلتر هودریک- پرسکات استخراج می‌شود که این اندازه همان نوسانات پیش‌بینی شده و یا قابل انتظار هستند.

بر اساس مبانی نظری، نرخ تورم تابعی مستقیم از نرخ تورم انتظاری است. تورم انتظاری تقاضای آتی را به حال تبدیل می‌کند و از این نظر تقاضای کل و نرخ تورم را تشدید می‌کند (۹). در این مقاله از تورم با وقفه یک به‌عنوان شاخصی برای نشان دادن تورم انتظاری استفاده شده است.

تعداد وقفه‌های مناسب متغیر وابسته در این آزمون، به منظور خوش رفتارسازی جملات اخلال حاصل از رگرسیون را می‌توان با استفاده از معیارهای آکائیک (AIC)[1]، شوارتز - بیزین (SBC)[2] و یا حنان – کوئین (HQC)[3] بدست آورد. هدف از برآورد روش VAR رسیدن به روابط متقابل اساسی موجود میان متغیرها می‌باشد نه بدست آوردن پیش‌بینی‌های دقیق کوتاه‌مدت (۱۲). لذا اعمال قیود نادرست بر الگو، موجب از دست رفتن اطلاعات مهم خواهد شد. نکته‌ای که در تخمین روش VAR مهم می‌باشد، این است که آیا متغیرهای وارد شده در روش VAR الزما باید ایستا باشند؟ سیمز[4] (۱۳) معتقد است که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آن‌ها وارد الگو شود زیرا هدف از تحلیل روش VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها و نه برآورد پارامترها می‌باشد. لذا، این تمایل وجود دارد که از سطح متغیرها در الگو استفاده شود، حتی اگر برخی از متغیرهای الگو ناایستا باشند. البته، برای استفاده از روش VAR در متغیرهای دارای ریشه واحد می‌توان به بررسی بردار هم‌انباشتگی موجود بین متغیرها پرداخت. اگر متغیرها دارای بردار هم‌انباشتگی بودند، از سطح متغیرها در روش VAR استفاده می‌شود (۱۵).

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی است، زیرا تعیین جهت علیت، موضوع درخور توجهی در اقتصاد است. روش مرسومی که برای بررسی علیت مطرح شده است موسوم به آزمون علیت گرانجر است. در این روش معادلات ۸ و ۹ مورد بررسی قرار می‌گیرند: (۱۳)

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} B_j Y_{t-j} + \mu_t \qquad (۸)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i x_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} b_j Y_{t-j} + \nu_t \qquad (۹)$$

بر اساس معادلات ۸ و ۹، می‌توان بدین صورت بحث نمود که:

الف) اگر $\sum \alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j = 0$ بوده و از نظر آماری معنی‌دار باشند، در این صورت علیت از X به Y است.

ب) اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_j \neq 0$ بوده و از نظر آماری معنی‌دار باشند، در این صورت علیت از Y به X است.

ج) اگر $\sum \alpha_i \neq 0$ و $\sum b_j \neq 0$ بوده و از نظر آماری معنی‌دار باشند، در این صورت علیت علیت دو طرفه است.

د) اگر $\sum \alpha_i = 0$ و $\sum b_j = 0$ بوده و از نظر آماری معنی‌دار باشند، این دو متغیر مستقل‌اند و رابطه‌ای با هم ندارند (۸).

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی به تحلیل چگونگی تاثیرپذیری هر کدام از متغیرهای الگو از اجزای اخلال موجود در الگو می‌پردازد، به عبارت بهتر، این ابزار تحلیلی مشخص می‌کند که هر کدام از متغیرهای الگو تا چه حد متاثر از جزء اخلال خود متغیر مورد نظر و تا چه مقدار از اجزای اخلال سایر متغیرهای درون الگو تاثیر پذیرفته است (۱۴).

در این پژوهش، داده‌ها و اطلاعات نرخ تورم و شاخص قیمت محصولات کشاورزی از آمارهای بانک مرکزی ج.ا.ا. ایران استخراج شده است. بنابر تعریف بانک مرکزی، رشد شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به عنوان نرخ تورم در نظر گرفته شده است. داده‌های این مطالعه به صورت فصلی از تاریخ ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۸:۲ بوده است.

نتایج و بحث

نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در جدول ۱ ارائه شده است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد متغیر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، نرخ تورم در سطح و متغیر تورم انتظاری با یکبار تفاضل‌گیری در سطح یک درصد مانا می‌باشند.

[1]- Akaike Information Criterion
[2]- Schwarz Bayesian Criterion
[3]- Hanan- Quinn Criterion
[4] Sims

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر[1] تعمیم یافته)

متغیر	وضعیت عرض از مبدأ و روند	آماره ADF	مقدار بحرانی جدول در سطح ۱٪	مرتبه پایایی
(LnAP)	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۳۶	-۳/۷۵	I(۰)
(LnIN)	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۷۳	-۳/۶۹	I(۰)
(LnIN(-1))	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۵۹	-۳/۷۲	I(۱)

ماخذ: یافته‌های پژوهش

برای تعیین وقفه بهینه، از معیار شوارتز- بیزین که معمولاً وقفه کم‌تری را پیشنهاد می کند، استفاده شده است. نتایج تعیین وقفه بهینه مدل در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲- تعیین وقفه بهینه مدل

تعداد وقفه	۱	۲	۳	۴
مقدار آماره شوارتز بیزین	-۲/۶۳	-۲/۱۸*	-۲/۳۲	-۲/۶۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش (علامت ستاره انتخاب وقفه مورد نظر می‌باشد)

جداول ۳ و ۴ بیان‌گر نتایج بدست آمده از آزمون های ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه جهت تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی می‌باشند. بر اساس هر دو آماره آزمون، ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه در سطح ۵ درصد فرضیه مبنی بر عدم وجود بردار هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد شده و فرضیه مقابل یعنی وجود دو بردار هم انباشتگی بین متغیرها رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، تعداد بردارها در هر دو آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه، برابر دو می‌باشند.

جدول ۳- نتایج آزمون ماتریس اثر TRACE

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	ارزش احتمال در سطح ۵٪
$r = 0$	$r \geq 1$	۱۰۹/۶۵	۷۹/۲۱	۰/۰۰۰
$r \leq 1$ *	$r \geq 2$	۶۶/۷۵	۳۲/۲۳	۰/۰۰۰
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۳۲/۵	۲۱/۵۶	۰/۱۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش (علامت ستاره‌دار رد فرضیه صفر و وجود دو بردار هم انباشتگی در سطح ۵٪ می‌باشد)

جدول ۴- نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	ارزش احتمال در سطح ۵٪
$r = 0$	$r \geq 1$	۵۴/۳۲	۲۹/۵۵	۰/۰۰۰
$r \leq 1$ *	$r \geq 2$	۲۳/۱۲	۱۹/۶۷	۰/۰۰۰
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۱۱/۷۸	۹/۹۸	۰/۳۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش (علامت ستاره‌دار رد فرضیه صفر و وجود دو بردار هم انباشتگی در سطح ۵٪ می‌باشد)

1- Dickey & Fuller

مرحله سوم روش یوهانسن و یوسلیوس به تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال‌شده نسبت به متغیر درونزای مورد نظر اختصاص دارد. لازم به ذکر است که در انتخاب بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل، باید توجه شود که بردار نرمال‌شده نسبت به متغیر درون‌زا بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری های اقتصادی بوده و همچنین ضرایب بردار از لحاظ آماری معنی‌دار باشند. مقدار ضرایب بردار بهینه انتخاب شده در این بررسی و آمارها مربوط به آن‌ها به شرح معادله ۱۰ می‌باشد:

$$LnAP_t = -.133 + \underset{(2.80)}{0.045}\, LnIN_t + \underset{(2.72)}{0.22}\, LnIN(-1)_t \qquad (۱۰)$$

بر اساس معادله ۱۰ نرخ تورم، تورم انتظاری تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی طی دوره زمانی مورد مطالعه دارد.

در مرحله بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول ۵ نشان داده شده است. وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) را فراهم می‌سازد. این الگوها که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند، در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزعی‌اند که شامل جملات پسماند ایستا از یک رابطه بلندمدت، به عنوان متغیر مستقل هستند. با استفاده از این الگوها نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقادیر تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. در این قسمت چگونگی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در اشتغال بخش کشاورزی استان به سمت تعادل بلند مدت با استفاده از مدل ECM بررسی می‌شود. ضریب جمله ECM نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت نوسانات قیمت محصولات کشاورزی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارتی دیگر، این ضریب نشان می‌دهد، چند دوره (فصل) طول می‌کشد تا نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، به روند بلندمدت خویش بازگردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

Dependent variable is DlnAP

متغیر	ضرایب برآورده شده	انحراف معیار	(احتمال) آماره T
DlnAP	۰/۷۸۴۹۹	۰/۲۱۳۵۲	۳/۶۷۶۴ (۰/۰۰۳)
DlnIN	۰/۰۵۵۵۱۰	۰/۰۶۸۹۹۳	۲/۸۰۴۵ (۰/۰۳۶)
DlnIN (-1)	۰/۲۸۹۳	۰/۰۸۰۷۵۱۳	۳/۲۹۰۲ (۰/۰۰۶)
$Ecm(-1)$	-۰/۶۷۸۲	۰/۲۴۴۵۳	-۴/۴۰۹۴ (۰/۰۰۱)
$F =$ ۱۰/۷۰۹۲ (۰/۰۰۰)	$DW =$ ۱/۷۰	$\bar{R}^2 =$ ۰/۸۰	R^2=۰/۹۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در الگو تصحیح خطا، ضرایب تمامی متغیرها در رابطه کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنا دارند. ضریب تصحیح خطا در این مدل ۰/۶۷ و از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت با هم مرتبط هستند و در هر دوره ۶۷ درصد از عدم تعادل در دوره بعد (فصل بعد) تصحیح می‌شود. مقدار تورم نیز در کوتاه‌مدت دارای ضریب مثبت است. پس در کوتاه‌مدت نیز افزایش تورم باعث افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی شده است. این افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در اثر افزایش تورم به این صورت است که بر اساس ضریب تفاضل مرتبه اول تورم (۰/۰۵۵۵۱۰)، افزایش تورم در کوتاه‌مدت به مقدار یک واحد باعث افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی به مقدار ۰/۰۵۵۵۱۰ می‌شود. ضریب تفاضل مرتبه اول متغیر تورم انتظاری مثبت و بدین معنا است که افزایش تورم انتظاری در کوتاه‌مدت باعث افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی شده است.

آزمون علّیت گرنجر با این فرض منطقی که آینده نمی‌تواند علّت گذشته باشد، شروع می‌شود. به بیان دیگر، چنانچه مقادیر جاری (Yt) با استفاده از مقادیر گذشته (Xt) با دقت بیش‌تری نسبت به حالتی که از آن مقادیر استفاده نمی‌شود پیش‌بینی شود، در این صورت، (Xt) را علت گرنجری (Yt) می‌گویند.

اما به اعتقاد گرنجر، در صورت وجود یک رابطه هم انباشتگی بین دو متغیر، علّیت به مفهوم گرنجری حداقّل در یک جهت (یک طرفه یا دوطرفه) بین آن‌ها وجود خواهد داشت. به هر حال، اگر چه آزمون هم انباشتگی می‌تواند وجود یا عدم وجود رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند جهت رابطه علّیت را مشخص کند. اگر دو متغیر هم انباشته باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری بین آن‌ها وجود خواهد داشت. در نتیجه می‌توان برای بررسی رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها از این نوع الگو استفاده کرد، در این آزمون، فرضیه صفر در هر رگرسیون عبارت است از این که متغیر اول علیت گرنجر متغیر دوم نباشد. با توجه به نتایج آزمون علیت گرنجر که در جدول ۵ آمده است، یک رابطه مستقیم و یا غیرمستقیم بین تمام متغیرها در مدل وجود دارد. نتایج بیانگر یک رابطه علت و معلولی دو طرفه بین تورم انتظاری و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی است. همچنین، یک رابطه علیت دو طرفه نیز بین دو متغیر تورم و تورم انتظاری نیز وجود دارد. یک رابطه علی یک طرفه بین تورم و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد.

جدول ۶- نتایج آزمون علیت گرنجر

فرضیات	سطح احتمال	نتیجه‌گیری
تورم علت نوسانات قیمت محصولات کشاورزی نمی‌باشد	۰/۰۱۵۸	تورم علت نوسانات قیمت محصولات کشاورزی می‌باشد
نوسانات قیمت محصولات کشاورزی علت تورم نمی‌باشد	۰/۲۲۵	نوسانات قیمت محصولات کشاورزی علت تورم نمی‌باشد
نوسانات قیمت محصولات کشاورزی علت تورم انتظاری نمی‌باشد	۰/۴۲۵	نوسانات قیمت محصولات کشاورزی علت تورم انتظاری نمی‌باشد
تورم انتظاری علت نوسانات قیمت محصولات کشاورزی نمی‌باشد	۰/۰۲۳۵	تورم انتظاری علت نوسانات قیمت محصولات کشاورزی می‌باشد
تورم انتظاری علت تورم نمی‌باشد	۰/۰۱۱	تورم انتظاری علت تورم می‌باشد
تورم علت تورم انتظاری نمی‌باشد	۰/۰۳۴۱	تورم علت تورم انتظاری می‌باشد

ماخذ: یافته‌های پژوهش

تجزیه و تحلیل اثرهای متقابل پویا از تکانه‌های ایجادشده در الگو، با استفاده از روش‌های تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVDs) صورت می‌گیرد. روش تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون‌زایی متغیرهای نمونه را اندازه‌گیری می‌کند؛ بنابراین تجزیه واریانس را می‌توان علیت گرنجر خارج از نمونه نامگذاری کرد. در این روش سهم تکانه‌های واردشده بر متغیرهای گوناگون الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلندمدت مشخص می‌شودبرای مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها بر اساس تکانه وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود.

واریانس خطای پیش‌بینی به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را دربر دارند تجزیه می‌گردد و می‌توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. ستون اول نشان دهنده خطای پیش بینی (S.E) در دوره‌های گوناگون است. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و شوک‌های آتی می‌باشد. از آنجایی که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، بنابراین، به مرور زمان افزایش می‌یابد. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهند. در ادامه نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای مورد استفاده در مدل تجزیه و تحلیل می‌شود.

جدول ۷، تجزیه واریانس متغیّرهای مدل را با توجه به الگوی برآورد شده نشان می‌دهد. جدول ۷، تفکیک خطای پیش‌بینی شده نوسانات قیمت محصولات کشاورزی برای ۱۰ دوره را نشان می‌دهد. با توجه به جدول ۶، ستون اول که با S.E مشخص شده، خطای پیش بینی متغیّرهای مربوطه را طی دوره‌های گوناگون نشان می‌دهد. به این علّت که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است، طی زمان افزایش می‌یابد. نتایج جدول نشان می‌دهد خطای پیش‌بینی در دوره اول و دوم به اندازه ۱۵/۰۹ و طی زمان افزایش یافته است. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهد. ستون دوم نشان می‌دهد گرچه در دوره اول و دوم ۱۰۰ درصد تغییرات نوسانات قیمت محصولات کشاورزی از خود متغیر بوده است ولی در دوره سوم تغییرات این متغیر، ۹۹/۸۸ درصد مربوط به خود متغیر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، ۰/۱۰ درصد مربوط به تکانه نرخ تورم، ۰/۰۰۹ درصد مربوط به تکانه تورم انتظاری بوده است. طی زمان نیز از تغییرات نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، ۹۸/۸ درصد ناشی از خود متغیر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی، ۱/۸۸ درصد ناشی از تکانه نرخ تورم، ۰/۰۰۸ درصد ناشی از تکانه تورم انتظاری بوده است.

جدول ۷- نتایج تجزیه واریانس متغیر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی

تورم انتظاری	تورم	نوسانات قیمت محصولات کشاورزی	انحراف معیار	دوره
۰	۰	۱۰۰	۱۵/۰۹۷۶۳	۱
۰	۰	۱۰۰	۱۵/۰۹۷۶۳	۲
۰/۰۰۹۴۳۷	۰/۱۰۸۲۷۳	۹۹/۸۸۲۲۹	۲۱/۶۷۵۰۲	۳
۰/۰۰۹۴۳۷	۰/۱۰۸۲۷۳	۹۹/۸۸۲۲۹	۲۱/۶۷۵۰۲	۴
۰/۰۱۱۰۶۵	۰/۳۷۸۹۵	۹۹/۶۰۹۹۸	۲۶/۹۸۵۰۱	۵
۰/۰۱۱۰۶۵	۰/۳۷۸۹۵	۹۹/۶۰۹۹۸	۲۶/۹۸۵۰۱	۶
۰/۰۱۱۰۶۵	۰/۷۶۳۵۹۹	۹۹/۲۲۸۲۴	۳۱/۷۰۷۹	۷
۰/۰۰۸۴۵۸	۰/۷۶۳۵۹۹	۹۹/۲۲۸۲۴	۳۱/۷۰۷۹	۸
۰/۰۰۸۴۵۸	۱/۱۸۸۶۶۹	۹۸/۸۰۲۸۷	۳۶/۰۹۷۹۷	۹
۰/۰۰۸۴۵۸	۱/۱۸۸۶۶۹	۹۸/۸۰۲۸۷	۳۶/۰۹۷۹۴	۱۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸، تجزیه واریانس متغیّرهای مدل را با توجه به الگوی برآورد شده نشان می‌دهد. جدول ۸، تفکیک خطای پیش‌بینی شده تورم برای ۱۰ دوره را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد خطای پیش‌بینی در دوره اول و دوم به اندازه ۰/۲۷ و در طی زمان افزایش یافته است. ستون دوم نشان می‌دهد گرچه در دوره اول ۹۹/۸۳ درصد تغییرات نرخ تورم از خود متغیر بوده است ولی در طی زمان نیز از تغییرات تکانه نرخ تورم، ۹۱/۷۶ درصد ناشی از تکانه نرخ تورم، ۸/۱۶ درصد ناشی از از تکانه تورم انتظاری بوده است. و ۰/۰۷ درصد ناشی از تکانه قیمت محصولات کشاورزی بوده است.

جدول ۸. نتایج تجزیه واریانس متغیر نرخ تورم

تورم انتظاری	تورم	نوسانات قیمت محصولات کشاورزی	انحراف معیار	دوره
۰	۹۹/۸۳۵۷۹	۰/۱۶۴۲۱۲	۰/۲۷۵۲۱۳	۱
۰	۹۹/۸۳۵۷۹	۰/۱۶۴۲۱۲	۰/۲۷۵۲۱۳	۲
۱/۹۳۷۲۷۷	۹۷/۹۴۸۷۹	۰/۱۱۳۹۳۸	۰/۳۷۳۱۸۷	۳
۱/۹۳۷۲۷۷	۹۷/۹۴۸۷۹	۰/۱۱۳۹۳۸	۰/۳۷۳۱۸۷	۴
۴/۴۵۲۰۶۳	۹۵/۴۵۷۵۶	۰/۰۹۰۳۷۳	۰/۴۲۵۲۵۴	۵
۴/۴۵۲۰۶۳	۹۵/۴۵۷۵۶	۰/۰۹۰۳۷۳	۰/۴۲۵۲۵۴	۶
۶/۶۳۹۳۱۲	۹۳/۲۷۹۹۵	۰/۰۸۰۷۳۷	۰/۴۴۹۹۱۷	۷
۶/۶۳۹۳۱۲	۹۳/۲۷۹۹۵	۰/۰۸۰۷۳۷	۰/۴۴۹۹۱۷	۸
۸/۱۶۱۶	۹۱/۷۶۰۶۵	۰/۰۷۷۷۵	۰/۴۵۹۵۷۱	۹
۸/۱۶۱۶	۹۱/۷۶۰۶۵	۰/۰۷۷۷۵	۰/۴۵۹۵۷۱	۱۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹، تجزیه واریانس متغیّرهای مدل را با توجه به الگوی برآورد شده نشان می‌دهد. جدول ۹، تفکیک خطای پیش‌بینی شده تورم انتظاری برای ۱۰ دوره را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد خطای پیش‌بینی در دوره اول و دوم به اندازه ۰/۲۱ و در طی زمان افزایش یافته است. ستون سوم نشان می‌دهد گرچه در دوره اول ۹۸/۲۶ درصد تغییرات تورم انتظاری از خود متغیر بوده است ولی در طی زمان نیز از تغییرات تکانه تورم انتظاری، ۶۶/۰۹ درصد ناشی از تکانه نرخ تورم، ۳۳/۵۳ درصد ناشی از از تکانه تورم انتظاری بوده است. و ۰/۳۷ درصد ناشی تکانه قیمت محصولات کشاورزی بوده است.

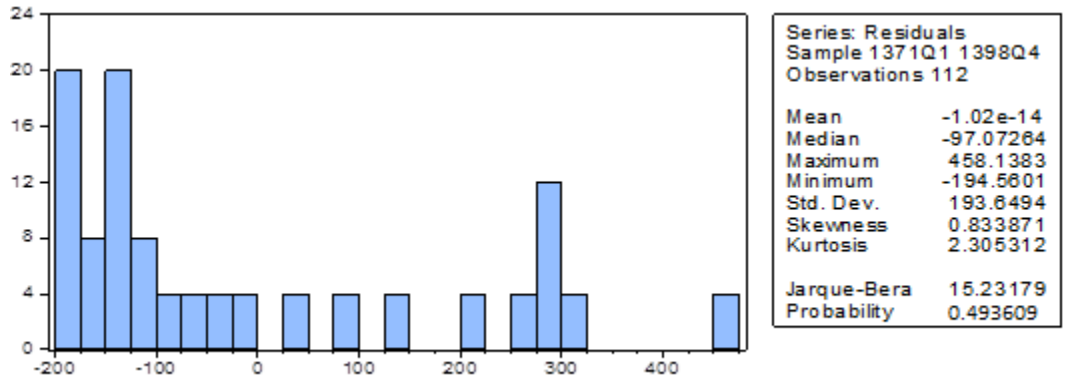
جدول ۹- نتایج تجزیه واریانس متغیر تورم انتظاری

تورم انتظاری	تورم	نوسانات قیمت محصولات کشاورزی	انحراف معیار	دوره
۹۸/۲۶۴۲۸	۰/۹۶۴۴۹۲	۰/۷۷۱۲۳۳	۰/۲۱۴۶۹۹	۱
۹۸/۲۶۴۲۸	۰/۹۶۴۴۹۲	۰/۷۷۱۲۳۳	۰/۲۱۴۶۹۹	۲
۷۱/۸۹۳۷۹	۲۷/۳۹۸۸۹	۰/۷۰۷۳۱۹	۰/۲۷۹۸۶۹	۳
۷۱/۸۹۳۷۹	۲۷/۳۹۸۸۹	۰/۷۰۷۳۱۹	۰/۲۷۹۸۶۹	۴
۴۹/۱۲۶۵۷	۵۰/۳۲۴۱۸	۰/۵۴۹۲۵۱	۰/۳۴۰۶۴۶	۵
۴۹/۱۲۶۵۷	۵۰/۳۲۴۱۸	۰/۵۴۹۲۵۱	۰/۳۴۰۶۴۶	۶
۳۷/۸۶۶۹	۶۱/۶۹۸	۰/۴۳۵۰۹۸	۰/۳۸۹۷۶۵	۷
۳۷/۸۶۶۹	۶۱/۶۹۸	۰/۴۳۵۰۹۸	۰/۳۸۹۷۶۵	۸
۳۳/۵۳۱۴۶	۶۶/۰۹۶۰۱	۰/۳۷۲۵۳۱	۰/۴۲۲۱۳	۹
۳۳/۵۳۱۴۶	۶۶/۰۹۶۰۱	۰/۳۷۲۵۳۱	۰/۴۲۲۱۳	۱۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه برقراری فروض کلاسیک مورد بررسی قرار می‌گیرد تا تخمین‌های برآوردی طبق فروض کلاسیک بهترین تخمین‌زننده بدون تورش (BLUE) باشند. بنابراین در ادامه به بررسی فروض کلاسیک می‌پردازیم.

یکی از فروض مورد بررسی در روش OLS معمولی، نرمال بودن توزیع مقادیر باقیمانده‌های تخمین است. البته در برازش رگرسیون وقتی که فقط هدف برازش مقادیر باشد عدم نرمال بودن توزیع مقادیر باقیمانده‌ها، تاثیری بر نتایج برآورد ندارد. نمودار ۱، آزمون هیستوگرام جملات پسماند و آماره Jarque-Bera برای نرمال بودن، به اضافه یک سری آمارهای توصیفی ساده جملات پسماند را ارائه می‌دهد. نتایج آزمون نرمال بودن جملات پسماند در نمودار ۱، بیانگر آن است که باقیمانده‌های مربوط به مدل برآوردی دارای توزیع نرمال می‌باشند (مقدار احتمال آماره جارکوبرا از ۰/۰۵ بزرگ‌تر است).



نمودار ۱- آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل برآوردی

بر اساس مباحث اقتصادسنجی، وجود خودهمبستگی در پسماندها منجر به تخمین‌های غلطی از خطاهای معیار و در نتیجه استنباط‌های نادرست آماری برای ضرایب معادله می‌شود. برای اجتناب از چنین خطایی با استفاده از آزمون بروش-گادفری به بررسی این مسئله پرداخته شده است. نتایج آزمون بروش-گادفری در جدول ۱۰، مطابق خرجی نرم‌افزار Eviews9 قابل مشاهده است. با توجه به نتایج به دست آمده، فرضیه صفر مبنی بر وجود خودهمبستگی، با توجه به ارزش احتمال موجود در جدول، رد شده و بنابراین نتایج آزمون بیانگر وجود عدم خودهمبستگی در پسماندها می‌باشد.

جدول ۱۰- نتایج آزمون بروش-گادفری جهت بررسی خودهمبستگی

احتمال آماره F	F- statistic
۰/۴۰۰۶	۰/۹۴۶۵۲۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مشکلات ناهمسانی واریانس منجر به افزایش واریانس ضرایب برآوردی عرض از مبدا می‌شود و از طرفی واریانس سایر متغیرهای مستقل برآوردی را تحت تاثیر قرار می‌دهد و منجر به این می‌شود که تخمین برآوردی از کارایی لازم برخوردار نباشد. جهت بررسی ناهمسانی واریانس پسماندها آزمون گلجسر مورد استفاده قرار گرفته است که نتایج خروجی نرم افزار Eviews9 در جداول ۱۱ و ۱۲ به ترتیب برای آزمون گلجسر و وایت منعکس شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، فرضیه صفر مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس، با توجه به ارزش احتمال موجود در جدول، رد شده در نتیجه پسماندهای مدل برازش شده دارای واریانس‌های همسان می‌باشد. بنابراین ضرایب برآوردی مدل از کارایی لازم برخوردار هستند.

جدول ۱۱- نتایج آزمون گلجسر جهت تشخیص واریانس ناهمسانی

احتمال آماره F	F- statistic
۰/۴۳۷۷	۰/۸۵۱۹۱۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۲- نتایج آزمون وایت جهت تشخیص واریانس ناهمسانی

احتمال آماره F	F- statistic
۰/۰۸۲۰	۲/۲۴۹۵۴۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بررسی روند توسعه کشورهای گوناگون حاکی از آن است که توسعه بخش کشاورزی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی و یا حتی فراتر از آن، به‌عنوان پیش‌نیاز ضروری برای رسیدن به توسعه پایدار کشور امری حیاتی است. بنابراین در این پژوهش رابطه تورم با نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج الگوی رابطه بلندمدت یوهانسن و یوسلیوس حاکی از آن بود که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد. این نتایج نشان داد که نرخ تورم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در طی این دوره زمانی دارد. متغیر تورم انتظاری نیز تاثیر مثبتی بر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی دارد. بنابراین، هر چه نرخ تورم و همچنین، تورم انتظاری افزایش یابد نوسانات قیمت محصولات کشاورزی افزایش می‌یابد.

نتایج الگوی تصحیح خطای برداری حاکی از آن بود ضرایب تمامی متغیرها در رابطه کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنا دارند. ضریب تصحیح خطا (ECM) در این مدل ۰/۶۷ و از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین الگوی کوتاه‌مدت و بلندمدت با هم مرتبط هستند و در هر دوره ۶۷ درصد از عدم تعادل در دوره بعد (فصل بعد) تصحیح می‌شود. مقدار تورم نیز در کوتاه‌مدت دارای ضریب مثبت است. پس در کوتاه‌مدت نیز افزایش تورم باعث افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی شده است. این افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی در اثر افزایش تورم به این صورت است که بر اساس ضریب تفاضل مرتبه اول تورم (۰/۰۵۵۵۱۰)، افزایش تورم در کوتاه‌مدت به مقدار یک واحد باعث افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی به مقدار ۰/۰۵۵۵۱۰ می‌شود. ضریب تفاضل مرتبه اول متغیر تورم انتظاری مثبت و بدین معنا است که افزایش تورم انتظاری در کوتاه‌مدت باعث افزایش نوسانات قیمت محصولات کشاورزی شده است.

نتایج آزمون علیت گرنجری بیانگر یک رابطه علت و معلولی دو طرفه بین تورم انتظاری و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی بود. هم‌چنین، یک رابطه علیت دو طرفه نیز بین دو متغیر تورم و تورم انتظاری نیز وجود دارد. یک رابطه علی یک طرفه بین تورم و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد.

با توجه به نتایج بدست آمده از این پژوهش این نتایج با نتایج مطالعه ژائو و همکاران (۱۸) و هم‌چنین، ژی و وانگ (۱۶) مطابقت دارد. هم‌چنین، با توجه به نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود یک رابطه مستقیم و یا غیر مستقیم بین تمام متغیرها در مدل بود. نتایج بیانگر یک رابطه علت و معلولی دو طرفه بین تورم انتظاری و نوسانات قیمت

محصولات کشاورزی است. هم‌چنین، یک رابطه علیت دو طرفه نیز بین دو متغیر تورم و تورم انتظاری نیز وجود دارد. و یک رابطه علی یک طرفه بین تورم و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد. این نتیجه با نتایج مطالعه ژائو و همکاران (۱۸) و هم‌چنین، ژی و وانگ (۱۶) مطابقت دارد.

نتایج بدست آمده آشکار ساخت که تاثیرهای ناشی از تصمیم‌های کلان اقتصادی، به گونه‌ای مؤثر در بخش کشاورزی بازتابیده می‌شود. بنابراین، برنامه‌ریزی برای تعیین سیاست‌های اقتصادی مناسب و اجرای این سیاست‌ها می‌تواند نقش بسیار مهمی در ثبات قیمتها در این بخش بازی کند. با توجه به این نتایج و از آنجا که تاثیرگذاری تورم و تورم انتظاری بر نوسانات قیمت محصولات شکاورزی است، پیشنهاد می‌شود در بلندمدت، برای بهبود نوسانات قیمت محصولات کشاورزی سیاست‌های غیر قیمتی مانند به‌زراعی، به‌نژادی، بهبود تکنولوژی تولید در اولویت سیاست‌های اجرایی تصمیم‌گیران کلان کشور قرار گیرد. در کوتاه‌مدت و در سال‌هایی که رشد قیمت‌ها (نرخ تورم) بالا است، سیاست‌های قیمتی منطقی‌تر در خصوص محصولات کشاورزی اعمال شود به‌گونه‌ایی‌که قیمت این محصولات حداقل متناسب با شاخص قیمت ضمنی تولید ناخالص داخلی (GDP) افزایش یابد. در غیر این صورت تولید در بخش کشاورزی با مشکل جدی روبه‌رو خواهد شد. تأثیر نوسانات قیمت محصولات کشاورزی بر تورم در کوتاه مدت آشکار است. بنابراین، لازم است دولت تقویت نظم بازار، حفظ ثبات قیمت‌های کشاورزی و جلوگیری از افزایش شدید تورم را تقویت کند، از یک سو با هدایت بازار برای تحریک شور و شوق کشاورزان برای اطمینان از عرضه از طرف دیگر برای اطمینان از تولید محصولات کشاورزی و اطمینان از تأمین منابع مالی، برای جلوگیری از ایجاد دامنه گسترده‌ای از اقدامات افزایش قیمت، محصولات کشاورزی فعلی را کنترل کند تا از ریسک بازار استفاده کنند و کنترل تورم، نباید از مهار قیمت‌های کشاورزی آغاز شود. افزایش قیمت محصولات کشاورزی در شکل‌گیری انتظارات تورمی تأثیر مثبتی خواهد داشت و انتظارات تورمی همچنان با تجمع دیرهنگام و ترویج تورم ادامه خواهد یافت، تقویت مدیریت انتظارات درون‌شهری، نه تنها از ثبات کشاورزی ضروری است. قیمت‌ها برای مدیریت تورم پیش‌بینی شده، بلکه باید هدایت علمی افکار عمومی را تقویت کرده و مردم را به سمت مقابله منطقی با افزایش قیمت ها راهنمایی کند، تا از پیام کورکورانه پیروی نکرده از پیام اشتباه، باعث تشدید شکل گیری انتظارات تورم شود. برای جلوگیری از نوسانات قیمت ناشی از عدم توانایی در معقول دانستن مقدار تولید به دلیل مشکل در تعیین قیمت، دولت باید فوراً اطلاعات مربوط به قیمت‌های کشاورزی برای کشاورزان را منتشر کند و کانال را ایجاد کند تا دسترسی سریع به اطلاعات قیمت برای کشاورزان تسهیل شود، برای تقویت تنظیم شرایط بازار و بهبود آگاهی در مورد اقتصاد بازار کشاورزان به گونه‌ای که کشاورزان بتوانند به راحتی قیمت محصولات کشاورزی را برای برنامه تولید سال بعد تنظیم کنند. با در نظر گرفتن تضادهای موجود میان سیاست‌های کلان و سیاست‌های ویژه کشاورزی، این سیاست‌ها باید با دقت بیش‌تری هماهنگ شود تا بیش‌ترین منفعت برای تشویق کشاورزان برای افزایش تولید و در ضمن، امنیت غذایی برای مصرف‌کنندگان را به دنبال داشته باشد. تنظیم قیمت محصولات کشاورزی با شرایط بازار روش مناسبی برای هماهنگ کردن تاثیرات سیاست‌های کلان و سیاست‌های ویژه بخش کشاورزی است، که باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. لازم است سیاست‌های پولی و مالی درازمدت باشد و پایداری نسبی داشته باشد. برای پویایی اقتصاد و افزایش ارزش افزوده بویژه در بخش کشاورزی این سیاست‌ها باید هم‌زمان به کار گرفته شود.

تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله نویسندگان مقاله از حوزه معاونت پژوهش و فناوری دانشگاه زابل براساس پژوهانه UR.AC.IR.GR-6707 قدردانی می‌کنند.

Refrences

1. Ajuwon OS, Ogwumike FO. Uncertainty and Foreign Direct Investment: A Case of Agriculture in Nigeria. Mediterranean Journal of Social Sciences. 2013; 4 (1):155-165. https://www.semanticscholar.org/paper/Uncertainty-and-Foreign-Direct-Investment%3A-A-Case-Ajuwon-Ogwumike/57834371e8c46397b8da0f0522aeaeca5092fca8
2. Baniasadi M, Mohseni R. Impact of inflation Uncertainty on Agricultural Investment in Iran. Journal of Agricultural Economics Research. 2017; 9 (35):37-56. https://jae.marvdasht.iau.ir/article_2379.html?lang=en
3. Davis GK, Hineline D, Kanago BE. inflation and real sectoral output shares: Dynamics panel model evidence from seven OECD countries. 2011; Journal of Macroeconomics. 33 (4): 607-619. https://ideas.repec.org/a/eee/jmacro/v33y2011i4p607-619.html
4. Dickey DA, Fuller WA. The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica. 1981; (49): 1057–1072.https://www.jstor.org/stable/1912517
5. Friedman M. Nobel lecture: inflation and unemployment. Journal of political economy. 1977; (85): 451-472. https://www.jstor.org/stable/1830192
6. Gou GH. The Study on the Relationship between Agricultural Product Price Fluctuation and Inflation Journal of Service Science and Management. 2017; (10): 166-176. https://www.scirp.org/pdf/jssm_2017041813510920.pdf
7. Harvey A. The econometric analysis of time series. Handbook in Economics. 1990; USA. https://books.google.com/books/about/The_Econometric_Analysis_of_Time_Series.html?id=yKQN62Itmg0C
8. Ivanova N, Peneva M. Agricultural policy impact on major farm products prices development in Bulgaria up to 2020. Econ. Manag. 2011; (7): 39–53. https://ideas.repec.org/a/neo/journl/v7y2011i2p39-53.html
9. Kyetsou C, Labys WC. Evidence for Chaotic Dependence between US Inflation and Commodity Prices. Journal of Macroeconomics. 2016; (28): 256-266. https://ideas.repec.org/a/eee/jmacro/v28y2006i1p256-266.html
10. Mohammadi M, Mohammadi H, Fakari B. The Impact of Macroeconomic Variables on the Volatility of Agricultural Prices in the Iran Mercantile Exchange (The Case of Barley). Journal of Agricultural Economics and Development. 2017; 24(95):1-23. https://www.sid.ir/paper/142139/fa
11. Pishbahar E, Gahremanzadeh M, Farhadi A. The Effects of Inflation on Iranian Economic Sectors. Journal Iranian Association of Agricultural Economics. 2015; 9(1):19-41. http://www.iranianjae.ir/article_12375.html?lang=en
12. Seyed aziz A, Mirabizadeh M. Analyzing the Asymmetric Effects of Inflation on Real Investment in Iran. Journal of Economic Modeling Research Kharazmi University. 2012; 2 (8):141-158. https://jemr.khu.ac.ir/article-1-345-en.html
13. Sims Ch. Macroeconomics and reality. Econometrica. 1980; 48 (1): 1-48. https://www.pauldeng.com/pdf/Sims%20macroeconomics%20and%20reality.pdf
14. Soheili K, Almasi M, Saghaee M. Assessing the effect of expected inflation, liquidity growth, imported inflation, output gap and exchange rate on inflation in Iran. Iranian Economic Journal: Macroeconomics (IEJM). 2012; 13 (7): 39-60. https://jqe.scu.ac.ir/article_16700.html?lang=en
15. Souri A. Econometrics. 2018; Tehran. https://profile.ut.ac.ir/en/~alisouri/publications
16. Xie H, Wang B. An Empirical Analysis of the Impact of Agricultural Product Price Fluctuations on China's Grain Yield. Sustainabilit 2017; (9): 906.

file:///C:/Users/javad-2021/Downloads/sustainability-09-00906.pdf
17. Xie HL, He YF, Xie X. Exploring the factors influencing ecological land change for China's Beijing-Tianjin-Hebei Region using big data. 2017; (142): 677–687. https://www.cabdirect.org/cabdirect/abstract/20173056942
18. Zhao L, Zhang X, Wang S, Xu S. The effects of oil price shocks on output and inflation in China. Energy Econ.2017, 53: 101–110. https://ideas.repec.org/a/eee/eneeco/v53y2016icp101-110.html