

## Investigating The Effect of Monetary Policy Shocks on The Price of The Agricultural Commodities (Food-Industrial)

ALI ESKANDARI POUR\*<sup>1</sup>, OMID SATTARI<sup>2</sup> AND PARISA PAS<sup>3</sup>

1, Assistant Professor, Faculty of Administrative Science & Economics, Vali-E-Asr University of Rafsanjan, Iran

2, Assistant Professor, Faculty of Administrative Science & Economics, Vali-E-Asr University of Rafsanjan, Iran

3, MSc of Economic Systems Planning, Vali-E-Asr University of Rafsanjan, Iran

(Received: Feb. 9, 2021- Accepted: Oct. 10, 2021)

### ABSTRACT

The agricultural sector is one of the most important sectors of the economy in terms of food supply for the growing population and the production of materials and inputs needed by industries. Therefore, price fluctuation in agricultural commodities prices is a significant issue to be studied. This study examines the effect of monetary policy shocks on the price of different agricultural commodities (food-industrial) using the Generalized Method of Moments (GMM) approach for the period 2001-2019. The volume of money as a proxy for monetary policy at the national level has been used. The Hodrick–Prescott (HP) filter is used to identify monetary policy shocks. The findings of this study suggest that although anticipated shocks and unanticipated shocks of money supply affect the price of agricultural commodities, the intensity of these impacts are different. So that the anticipated shocks in both commodities groups (food-industrial) play a significant positive role in agricultural commodity prices. While unanticipated monetary shock have a positive and significant effect on prices for the group of agricultural industrial commodities, it appears to have had virtually no effect on prices for the agricultural food commodities group. Besides, the results show that the effect of monetary policy shocks on prices of agricultural commodities is asymmetric in two groups. This means that the effects of the anticipated and unanticipated monetary shocks on agricultural prices are not the same.

**Keywords:** monetary policy, monetary policy shocks, agricultural commodity price, Generalized Method of Moments-GMM

### EXTENDED ABSTRACT

#### Objectives

The price fluctuations of agricultural commodities as an important item in examining of applied macro policies need to be studied. In addition, agricultural commodities price volatility has been the focus of agricultural economists and policymakers since the 1920s. In the backdrop of several episodes of high and volatile food inflation in advanced and emerging economies in the recent past, policymakers around the world face the question of what are the origins of unstable agricultural commodity prices. The sharp rise in food price in the past decade thrown millions of people in poverty. Moreover, world commodity prices being notoriously volatile, economies, irrespective of importer or exporter of commodities, are affected by the external shocks that can cause economic instability and increased poverty. Hence, recognition of fluctuations causes and detecting and forecasting the cycles related to the supply and demand of agricultural products and consequently their prices is a helpful factor in adjusting and reducing their detrimental consequences. The extraordinary co-movement of the commodity prices makes it impossible to ignore the influence of macroeconomic variables on the price dynamics. Despite many studies, there is still a lack of consensus on the extent to which monetary, macroeconomic, and financial shocks affect agricultural commodity prices. In addition, many

empirical studies that have been conducted on the effects of monetary shocks suggest that they affect macroeconomic variables in a non-linear, asymmetric manner and according to economic conditions. This difference in effect and size are interpreted as the asymmetry of the effect of monetary policy shocks. Therefore, this study aims to improve our understanding of the role played by central banks and provides new insights into the role of monetary policy shocks and other macroeconomic variables in the dynamics of agricultural commodity prices and this could help policy formulation. In addition, this paper attempted to find whether monetary shocks have asymmetric effects on agricultural commodities prices.

### Methods

In this study, in order to get monetary shocks, the Hodrick-Prescott filter was used and the independent variables of the model are: the effects of anticipated and unanticipated monetary shocks, agricultural interest rate, exchange rate, agricultural subsidy and average agricultural inputs. Which are classified into two groups of products (food-industrial) agriculture.

### Results

Based on the results of estimated model, the variable with the price interruption of agricultural commodities in both selected groups (food-industrial) has a significant relationship with price. The effect of exchange rate on the price of agricultural commodities in both selected groups (food-industrial) is positive and significant. Exchange rate is also one factor affecting the price of agricultural commodities in both selected groups (food-industrial), which has a negative and significant impact on both group prices. The findings of this study also suggest that although anticipated shocks and unanticipated shocks of money supply affect the price of agricultural commodities, but the intensity of the impact of the two is different. But unanticipated shocks statistically have a meaningless effect on the group of agricultural food commodities. And on the group of agricultural industrial commodities, which have a positive and significant effect. The impact of agricultural input in selected groups (food-industrial) is different, so that in the group of food commodities has a positive and significant effect and finally in the group of industrial commodities has a meaningless effect. The effect of an agricultural subsidy on the price of agricultural commodities in both selected groups is positive and in the group of agricultural industrial commodities, this effect is meaningless and in the group of agricultural food commodities is significant.

Discussion: Monetary shocks as one cause of uncertainty in the economy can negatively affect investment in various sectors of the economy, including the agricultural sector, reducing production capacity leads to shortages and thus increases the price of industrial and food agricultural commodities. An increase in interest rates on agricultural facilities will lead to an increase in the price of agricultural commodities. Since the monetary policymaker can apply preferential policies and pricing, one of the other aspects of product control by the policymaker is to reduce the interest rate and to allocate cheaper resources to this economic sector. The free-market exchange rate, contrary to theoretical expectations, has a negative effect on the prices of industrial and foodstuff products. This result seems to show the lack of logical connection between the free-market exchange rate and the agricultural sector. Considering that the agricultural sector in Iran enjoys preferential exchange, this incompatible communication can be justifiable.

## بررسی اثر شوک‌های سیاست‌های پولی بر قیمت گروه محصولات کشاورزی مختلف (غذایی-صنعتی)

علی اسکندری پور<sup>۱\*</sup>، امید ستاری<sup>۲</sup> و پریسا پاس<sup>۳</sup>

۱، استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، ایران

۲، استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، ایران

۳، کارشناس ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان، ایران

(تاریخ دریافت: ۹۹/۱۱/۲۱ - تاریخ تصویب: ۱۴۰۰/۷/۱۸)

### چکیده

بخش کشاورزی از نظر تأمین مواد غذایی جمعیت در حال رشد و هم‌چنین، تولید مواد و نهاده‌های مورد نیاز صنایع، یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد است. از این رو، نوسانات قیمت محصولات بخش کشاورزی موضوعی مهم است که باید مورد بررسی قرار گیرد. مطالعه حاضر به بررسی اثر شوک‌های سیاست‌های پولی بر قیمت گروه محصولات کشاورزی مختلف (غذایی-صنعتی)، با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) در طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ می‌پردازد. در این راستا، تغییرات حجم پول به‌عنوان پروکسی سیاست پولی در سطح ملی مورد استفاده قرار گرفته است. برای به‌دست آوردن شوک‌های سیاست پولی از فیلتر هودریک-پرسکات (HP) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد، شوک‌های پیش‌بینی‌شده و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده حجم پول بر روی قیمت محصولات کشاورزی اثر می‌گذارند. اما، شدت اثرگذاری این دو متفاوت از هم است. به طوری که شوک‌های پیش‌بینی‌شده در هر دو گروه منتخب (غذایی-صنعتی) دارای اثری مثبت و معنادار هستند؛ اما شوک‌های پیش‌بینی‌نشده در گروه محصولات غذایی کشاورزی اثری بی‌معنی دارند و در گروه محصولات صنعتی کشاورزی دارای اثری مثبت و معنادار می‌باشند. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد، تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت محصولات کشاورزی در هر دو گروه مورد نظر نامتقارن است. این بدان معناست که اثرات شوک پولی پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده بر قیمت محصولات کشاورزی یکسان نیست.

**واژه‌های کلیدی:** سیاست پولی، شوک‌های سیاست پولی، قیمت محصولات کشاورزی، مدل گشتاور تعمیم‌یافته.

شایان توجه است ( Dadras Moghaddam & Zibaei, 2009).

با توجه به رشد سریع جمعیت و مشکلات موجود در تأمین مواد غذایی جامعه، مهم‌ترین هدف برنامه‌ریزان کشاورزی، افزایش میزان تولید محصولات کشاورزی از منابع داخلی می‌باشد. چنانچه اقدامات ضروری و جدی

### مقدمه

بخش کشاورزی در اقتصاد کشور به لحاظ دارا بودن قابلیت‌ها و ظرفیت‌های قابل توجه از اهمیت خاصی برخوردار است و به لحاظ نقشی که در تأمین مواد غذایی مردم و تهیه مواد اولیه برخی از صنایع دارد،

(ایجاد تورم) را در دوره‌های آبی در پی دارد (Tashkini & Shafiee, 2005).

اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های پولی بر روی قیمت‌های بخش کشاورزی با توجه به این که درآمد مزارع، بیشتر تحت تأثیر قیمت‌های بازار است، خیلی مهم می‌باشند. در این حالت، کشاورزان کمتر می‌توانند به قیمت‌های تضمینی و حمایت‌های قیمتی برای کاستن از فشار نوسان زیاد در قیمت محصولات کشاورزی اطمینان کنند. حتی اگر اثرات پولی در بلندمدت خنثی باشند، اضافه جهش قیمت هنوز می‌تواند اثرات فوق‌العاده‌ای در درآمد کوتاه‌مدت مزرعه و کارایی مالی مزارع داشته باشد (Saghaian et al., 2002). از این رو، هدف مطالعه پیش رو بررسی اثرگذاری سیاست پولی بر قیمت محصولات کشاورزی در ایران است.

### پیشینه پژوهش

با وجود پژوهش‌های متعدد در زمینه‌ی رابطه بین شوک‌های سیاست پولی و قیمت محصولات کشاورزی هنوز هیچ توافقی در مورد میزان تأثیرات شوک‌های پولی بر قیمت کالاهای کشاورزی وجود ندارد. لذا، تأثیر این شوک‌ها بر پویایی کوتاه‌مدت قیمت محصولات کشاورزی تحقیقات بیشتری را طلب می‌کند (Alam & Gilbert, 2016) که در ادامه، به چند نمونه از مطالعات مرتبط در این زمینه اشاره می‌شود.

Mehrabi Bashar Abadi et al. (2018) در مطالعه‌ای به بررسی شبیه‌سازی اثر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر مصرف مواد غذایی و غیر غذایی پرداختند. آن‌ها برای برآورد مدل از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده نمودند. نتایج نشان داد که شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر مصرف مواد غذایی اثر مثبت دارد. همچنین، شوک‌های پولی اثری بیشتر نسبت به شوک‌های مالی و نفتی نشان دادند.

Sheikhpour & Nabieian (2016) به بررسی اثر شوک‌های پولی بر سرمایه‌گذاری در زیر بخش‌های کشاورزی ایران پرداختند. از روش هودریک-پرسکات (HP) برای برآورد شوک‌های پولی استفاده نمودند. نتایج نشان داد، شوک‌های پولی اثری منفی بر سرمایه‌گذاری

برای افزایش تولید محصولات کشاورزی صورت نگیرد، در آینده به علت بالا رفتن نیازهای غذایی کشور، توازن تولید و مصرف داخلی به هم‌خورده و سیاست‌های کشاورزی از مسیر خودکفایی منحرف خواهد شد (Yazdani, Hasanki & Norouzi, 2018).

بنابراین، ویژگی مهم بسیاری از کالاها از جمله کالاهای کشاورزی، ناپایداری شدید قیمت‌هاست. این ناپایداری ناشی از عوامل تأثیرگذار بر عرضه و تقاضای این محصولات است. ناپایداری قیمت و به عبارت دیگر، ناطمینانی به قیمت‌های آینده، نگرانی همیشگی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان عمده کالاهاست (Sherafatmand, Yazdani & Moghadasi, 2014).

مسئله نوسانات (تغییرپذیری) قیمت محصولات کشاورزی، از دهه ۱۹۲۰ مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران این بخش بوده است. شناخت نوسانات و سیکل‌های مربوط به میزان عرضه محصولات کشاورزی و قیمت آن‌ها، عاملی مؤثر در زمینه‌ی تعدیل و کاهش پیامدهای ناشی از آن‌ها و نیز عاملی در جهت استفاده بهینه از این محصولات و امکانات مربوطه، بخصوص در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت است (Harati, 2003).

سیاست‌های حمایتی متعددی در ارتباط با محصولات کشاورزی اعمال می‌گردد، این سیاست‌ها غالباً باهدف رشد عرضه و افزایش سطح درآمد تولیدکنندگان کشاورزی و رفاه آنان و نیز به منظور کمک به مصرف‌کنندگان مواد غذایی صورت می‌پذیرد (Pish bahar & Alizadeh, 2014).

از جمله سیاست‌هایی که به‌طور گسترده در اقتصاد کلان برای دستیابی به ثبات قیمت‌ها مطرح هستند، سیاست‌های پولی می‌باشند. سیاست‌های پولی و تأثیرگذاری آن‌ها بر متغیرهای حقیقی در اقتصاد از دیرباز مورد بحث اقتصاددانان بوده است. اهمیت این مسئله از آن جهت است که ابتدا باید در هر اقتصاد، نسبت به نحوه اثرگذاری و یا حتی بی‌اثری سیاست‌های پولی اطمینان حاصل کرد و سپس نسبت به اعمال آن اقدام نمود. سیاست‌های بلااثر پولی نه تنها متناظر با صرف هزینه‌های بی‌ثمر اعمال سیاست هستند، بلکه هزینه‌های دیگری همچون رشد سطح عمومی قیمت

به‌گونه‌ای باشد که آثار منفی شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی به حداقل برسد.

Kim and Kim (2021) در مطالعه‌ای شوک‌های سیاست‌های پولی و تأخیر در فروش بیش از حد قیمت مزارع و نرخ ارز مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی را بر قیمت مزرعه و نرخ ارز بررسی کرد. نتایج نشان داد: ۱- شوک‌های سیاست پولی انقباضی تأثیرات منفی قابل توجهی بر قیمت واقعی مزرعه دارد و این بیان می‌کند قیمت مزرعه بیش از سطح کلی قیمت به شوک‌های سیاست‌های پولی پاسخ می‌دهد. ۲- تأثیرات شوک سیاست‌های پولی بر قیمت مزرعه نسبت به تأثیرات شوک سیاست‌های پولی بر نرخ ارز قوی‌تر است. ۳- پویایی قیمت‌های مزرعه بر اساس شوک سیاست‌های پولی مانند پویایی نرخ ارز جابجایی تأخیری (delayed overshooting) را نشان می‌دهد.

Coletti et al. (2020) در مطالعه‌ای توانایی نسبی نرخ تورم و سطح قیمت را با هدف قرار دادن قوانین سیاست‌های پولی برای به حداقل رساندن نوسانات تورم و نوسانات چرخه تجاری در یک کشور صادرکننده کالا برای عرضه و تقاضا به بازارهای جهانی کالا مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها برای تجزیه و تحلیل از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا جدید کینزی (DSGE) استفاده کردند. نتایج نشان داد، طبق هدف‌گذاری تورم (IT)، یک سیاست پولی معتبر می‌تواند تورم را تنها با تمرکز بر معکوس کردن افزایش نرخ تورم و چشم‌پوشی از اثر پایدار قیمت‌ها به هدف خود بازگرداند. در مقابل، بر اساس سطح قیمت‌گذاری (PLT)، مرجع پولی باید اثر پایدار بر سطح قیمت‌ها را کاملاً معکوس کند.

Fam et al. (2017) در مطالعه‌ای سیاست پولی آمریکا، قیمت کالاها و فرضیه مالی سازی را بررسی نمودند. به همین دلیل، از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد، همبستگی بین سیاست پولی ایالات متحده و قیمت‌های کشاورزی از سال ۲۰۱۰ کاهش یافته است، و این نشان می‌دهد، اجرای اقدامات غیرمتمعارف سیاست پولی تأثیرات بالقوه را بر قیمت‌های دارایی، به‌ویژه کالاهای خام، کاهش

در بخش‌های اقتصادی دارد. همچنین افزایش حجم نقدینگی باعث کاهش سرمایه‌گذاری بخش‌های اقتصادی می‌شود.

Pish Bahar et al. (2016) به بررسی آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت محصولات کشاورزی ایران پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود از روش گراف‌های غیر چرخشی سودار (DAG) جهت برآورد شوک‌های ساختاری در مدل تصحیح خطای برداری (SVAR) استفاده کردند. نتایج نشان داد، حجم نقدینگی به (عنوان یک ابزار سیاست پولی) و قیمت محصولات صنعتی، در کوتاه‌مدت تأثیری مشخص بر قیمت محصولات کشاورزی دارد و نیز متغیرهای اصلی اثرگذار بر قیمت محصولات کشاورزی، در بلندمدت، قیمت محصولات صنعتی و نرخ ارز واقعی بازار آزاد است.

Saheb Honar et al. (2014) در بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران با استفاده از مدل (BVAR) نشان دادند، شوک پولی در کوتاه‌مدت آثار حقیقی بر ارزش افزوده بخش‌های اقتصاد ایران دارد، واکنش بخش‌ها متفاوت است و بخش خدمات حساسیت بیشتری را به شوک پولی داشته و بخش کشاورزی واکنش معنی‌داری شوک پولی نشان می‌دهد. از طرف دیگر، با توجه به تابع عکس‌العمل آبی می‌توان گفت، کانال‌های انتقال سیاست پولی در این بخش بسیار ضعیف هستند و عملاً این بخش هیچ واکنش معناداری به شوک پولی نشان نمی‌دهد. همچنین، کانال‌های انتقال سیاست پولی در بخش‌های خدمات و صنعت نسبت به بخش کشاورزی قوی‌تر است. از سوی دیگر، با توجه به یافته‌های پژوهش می‌توان گفت کانال‌های انتقال سیاست پولی در بخش کشاورزی بسیار ضعیف است و عملاً ارزش افزوده بخش کشاورزی هیچ واکنشی به شوک پولی ندارد.

Pish Hahar & Javedan (2014) اثر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی را در ایران بررسی نمودند. در این زمینه، از مدل جوهانسون-جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۷۳ استفاده کردند. نتایج نشان داد، در بلندمدت، شوک‌های پولی مثبت اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی در ایران دارند. بنابراین، سیاست‌گذاری‌ها باید

می‌دهد. چنین نتیجه‌ای به نوبه‌ی خود باعث تغییر روابط بین بازارهای پولی، مالی و فیزیکی در بستر نرخ‌های سیاست‌های بسیار ضعیف در طول یک دوره طولانی می‌شود.

Tan et al. (2017) تأثیر سیاست پولی بر قیمت‌های کشاورزی را با استفاده از یک مدل خود رگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ بررسی نمودند. نتایج مدل نشان می‌دهد، عرضه پول و نرخ بهره در بلندمدت بر قیمت محصولات کشاورزی تأثیر نمی‌گذارد. با این حال، سیاست پولی دارای اثری کوتاه‌مدت بر قیمت کشاورزی است.

Alam & Gilbert (2016) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست پولی و سایر شوک‌های اقتصاد کلان بر پویایی قیمت‌های کالاهای کشاورزی پرداختند. آن‌ها مدل خود رگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) برای درک میزان استفاده از قیمت‌ها و اندازه‌گیری میزان شوک‌های اقتصاد کلان به کار بردند. نتایج نشان می‌دهد سیاست پولی، شرایط اقتصاد جهانی و نرخ ارز ایالات متحده آمریکا نقش مهمی در پویایی قیمت‌های محصولات کشاورزی دارند.

Siami-Namini & Hudson (2016) در مطالعه‌ای به بررسی سیاست پولی و نوسانات قیمت کالاهای پرداختند و برای برآورد از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده نمودند. آن‌ها دریافتند که انقباض پولی در ایالات متحده تأثیر منفی بر شاخص قیمت کالاهای کلی (شاخص قیمت مواد غذایی، شاخص قیمت مواد اولیه کشاورزی، قیمت ذرت و قیمت نفت خام) دارد.

Schuh (1974) بیان می‌کرد، تغییر در حجم پول ایالات متحده بر ارزش دلار مؤثر است و در نتیجه بر روی قیمت‌ها و توانایی رقابت محصولات کشاورزی ایالات متحده در بازار جهانی اثر می‌گذارد. از آن، پس نرخ ارز و اثرگذاری آن بر قیمت محصولات کشاورزی مورد توجه بیشتر اقتصاددانان قرار گرفت. با این وجود، نرخ ارز تنها مکانیسم مؤثر بر قیمت محصولات کشاورزی نیست، علاوه بر آن، دیگر فاکتورهای اقتصاد کلان نیز می‌توانند قیمت محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار

دهند. فرضیه اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی بیان می‌کند، تغییرات پولی می‌توانند اثرات کوتاه‌مدت حقیقی روی قیمت محصولات کشاورزی داشته باشند؛ که اضافه جهش قیمت در واقع به معنای یک انحراف موقتی از مقدار تعادلی بلندمدت قیمت می‌باشد. اولین بار "درنبوش" (Dornbusch (1976) از فرضیه اضافه جهش برای توضیح کارایی در بازار ارز استفاده کرد. در مدل "درنبوش" فرضیه اضافه جهش قیمت شامل این فرض است که قیمت همه کالاها به آهستگی در ارتباط با نرخ ارز و بازار دارایی تعدیل می‌شوند، در حالی که آزادند تا در پاسخ به تغییرات پولی فوراً تعدیل شوند. (1985) Frankel نیز با استفاده از فرضیه اضافه جهش متوجه شد که سیاست پولی و نرخ بهره، عوامل اصلی تأثیرگذار بر قیمت کالاها هستند. (1986) Frankel مدل Dornbusch (1976) و فرضیه اضافه جهش را برای یک اقتصاد بسته استفاده نمود. در این مدل او اقتصاد کلان را به دو بخش تقسیم کرد: ۱- بخش خدماتی و صنعتی که قیمت‌ها ثابت می‌باشند و به آهستگی تعدیل می‌شوند و ۲- بخش کشاورزی که قیمت انعطاف‌پذیر است، یعنی قیمت‌ها در پاسخ به تغییر در عرضه پول فوراً تغییر می‌کردند. او نشان داد که چطور قیمت محصولات کشاورزی در هنگام به وجود آمدن شوک‌های پولی مثبت به خاطر ثابت بودن قیمت کالاهای صنعتی و خدماتی اضافه جهش می‌یابند.

تئوری Alam & Gilbert (2016) در رابطه با سیاست پولی و قیمت محصولات کشاورزی بیان می‌کند. اگر تابع عرضه و تقاضا را برای یک محصول کشاورزی به صورت زیر در نظر بگیریم:

$$\begin{aligned} Q_{1t} &= Q_{10}(P_t, Z_{1t}, \varepsilon_{1t}) \\ Q_{2t} &= Q_{20}(P_t, Z_{2t}, \varepsilon_{2t}), \end{aligned} \quad (1)$$

$P$  قیمت نقدی،  $Z_1$  بردار انتقال متغیرهای تقاضا و  $Z_2$  بردار انتقال متغیرهای عرضه و  $\varepsilon_1$  و  $\varepsilon_2$  شوک‌های تصادفی و  $N$  سطح موجودی است که از تفاضل عرضه و تقاضا به دست می‌آید؛ بنابراین:

$$\Delta N_t = Q_2(P_t, Z_{2t}, \varepsilon_{2t}) - Q_1(P_t, Z_{1t}, \varepsilon_{1t}) \quad (2)$$

اگر معادله فوق را به صورت تابع تقاضای معکوس به شکل زیر بازنویسی می‌کنیم:

در نتیجه، افزایش در تقاضای قیمت‌ها به صورت غیرمنتظره کاهش می‌یابد.

### روش تحقیق

در این بخش به معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل پژوهش پرداخته می‌شود. داده‌های جمع‌آوری شده در این مطالعه، داده‌های آماری برای کشور ایران از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۹ می‌باشند. متغیرهای مطالعه از سایت‌های مرکز آمار ایران، سایت بانک مرکزی و بخش آماری وزارت جهاد کشاورزی جمع‌آوری شده است. برای برآورد الگوهای مطرح، از نرم‌افزار Eviews 10 استفاده شده است.

برای تخمین مدل پژوهش، محصولات کشاورزی موردنظر به دو گروه تقسیم می‌شوند که شامل کل محصولات کشاورزی غذایی و محصولات کشاورزی صنعتی می‌باشند که این دسته‌بندی‌ها در جدول (۱) نشان داده شده است. جهت بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت محصولات کشاورزی از متغیرهای: قیمت محصولات کشاورزی، حجم پول، نرخ ارز، نرخ سود تسهیلات کشاورزی، یارانه بخش کشاورزی و ارزش نهاده‌های مصرفی در بخش کشاورزی استفاده شده است.

جدول ۱- دسته‌بندی محصولات

محصولات کشاورزی غذایی			
نخود	لوبیا قرمز	سیب‌زمینی	پیاز
عدس	لوبیاچیتی	برنج	جو
	لوبیا سفید	گندم	
محصولات کشاورزی صنعتی			
آفتابگردان	گلرنگ	سویا	ذرت
چغندر قند	پنبه	کلزا	چای

مأخذ: یافته‌های تحقیق روش فیلتر هودریک - پرسکات (HP)

برای برآورد شوک‌های سیاست پولی از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده می‌شود. این روش، یک روش تک معادله‌ای است که در سال ۱۹۸۹ توسط هودریک و پرسکات ارائه شده است و شهرت بیشتری نسبت به دیگر روش‌های فیلترینگ دارد. منطق استفاده از فیلتر هودریک و پرسکات آن است که این روش می‌تواند به

(۳)

$$P_t = f(\Delta N_t, Z_{1,t}, Z_{2,t}, \epsilon_t)$$

می‌توان قیمت را به‌عنوان تابعی از سطح موجودی و سایر متغیرهای عرضه و تقاضا نشان داد، سطح موجودی نقش مهمی در تعیین قیمت کالاها ایفا می‌کند (Frankel, 2014; Kilian & Murphy, 2014; Krugman, 2011; Pindyck, 2001).

در حالی که موجودی انبار می‌تواند تغییر کند، تولید در هیچ دوره‌ای نیاز به برابری با مصرف ندارد. در نتیجه، قیمت تسویه بازار نه تنها با تولید و مصرف جاری، بلکه با تغییر در سطح موجودی انبار نیز تعیین می‌شود.

طبق نظر (Frankel 2014) اگر سطح موجودی در طول تاریخ در سطح بالایی باشد. پس باید هزینه‌های ذخیره‌سازی بالا باشد که ظرفیت ذخیره‌سازی در هزینه‌های آن تأثیری ندارد. این به نوبه خود، باعث می‌شود عرضه در بازار افزایش یابد و قیمت کاهش پیدا کند. بنابراین، انتظار داریم وقتی موجودی در سطح بالایی قرار دارد، قیمت کالاها کاهش پیدا کند. علاوه بر موجودی تعدادی از متغیرهای انتقال عرضه و تقاضا نیز نقش مهمی را در قیمت کالاها ایفا می‌کنند.

تصمیم به نگهداری موجودی کالا وابسته به نرخ بهره است و از این طریق سیاست پولی می‌تواند بر نگهداری موجودی و به تبع آن بر عرضه محصولات کشاورزی و در نتیجه، قیمت این محصولات اثر بگذارد.

Frankel (2008, 1986) مدل مربوط به اخبار سیاست پولی ایالت متحده آمریکا مانند تغییرات (غیرمنتظره) نرخ بهره بر قیمت محصولات کشاورزی را توسعه داد. با توجه به نظر وی بالا رفتن نرخ بهره غیرمنتظره است و از طریق دنبال کردن کانال‌های زیر، کاهش تقاضا یا افزایش عرضه را برای محصولات انبارشده به دنبال دارد:

- ۱- به‌وسیله افزایش انگیزه برای استخراج امروز نسبت به فردا (برای کالاهای تجدید ناپذیر).
- ۲- به‌وسیله کاهش تمایل شرکت‌ها برای حمل موجودی کالاها.
- ۳- به‌وسیله تشویق کردن (دلگرم کردن) دلان (سفته‌بازان، زمین‌خواران) برای انتقال قراردادهای محصولات (به‌ویژه قراردادهای نقدی).

پرسکات استخراج کرده و آن را  $m1m$  می‌نامیم. که همان شوک‌های پیش‌بینی‌شده حجم پول (سیاست پولی) یا شوک‌های قابل‌انتظار حجم پول است. شوک‌های پیش‌بینی‌نشده حجم پول (سیاست پولی) هم از تفاضل حجم پول و شوک‌های پیش‌بینی‌شده حجم پول محاسبه می‌شود:

(۵)

 $m2m = \text{money} - m1m$ 

روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) یک مدل قوی است که در آن، برخلاف روش حداکثر راست نمایی (ML) به اطلاعاتی در مورد توزیع دقیق جملات خطا نیازی نیست. در حقیقت این مدل، یک مدل پویا است که علاوه بر متغیرهای اصلی، متغیرهای با وقفه نیز به‌منظور تخمین مدل بهتر و واقعی‌تر، وارد الگو می‌شوند و می‌توان گفت که بسیاری از تخمین زنده‌های عادی در اقتصادسنجی می‌توانند به‌عنوان موارد خاصی از GMM در نظر گرفته شوند. (Arellano & bond, 1991)

فرم ریاضی و جبری روش گشتاور تعمیم‌یافته به‌صورت زیر بیان می‌شود.

(۶)

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Y_{it-1} + \gamma X_{it} + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

در رابطه فوق؛  $Y$  متغیر وابسته است،  $X$  مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی،  $\mu$  بیانگر اثرات انفرادی یا ثابت کشورها،  $\varepsilon$  جمله اختلال و  $t$  و  $i$  نشان‌دهنده واحد مشاهده دوره زمانی است (Taybi et al., 2011).

بر اساس دیدگاه آرانو و باند روشی در ارتباط با موضوع تخمین زنده مدل گشتاور تعمیم‌یافته پیشنهاد شد که حذف اثرات ویژه فردی مستقل از زمان  $\delta_t$  با گرفتن تفاضل مرتبه اول از معادله (۶) است. رابطه مزبور با انجام این عمل به‌صورت معادله (۷) درمی‌آید:

(۷)

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \beta(Y_{it-1} - Y_{it-2}) +$$

$$\gamma(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا  $\delta_t$  را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحله‌ی دوم از پسماندهای باقیمانده در مرحله‌ی اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس-کواریانس استفاده می‌شود. به‌عبارت دیگر، این روش، متغیرهای تحت عنوان

تفکیک یک تکانه مشاهده شده به اجزای دائمی (عرضه) و موقتی (تقاضا) کمک نماید. برای یک فیلتر یک متغیره تنها تفاوت مشخص بین تکانه عرضه و تقاضا آن است که تکانه عرضه آثار دائمی بر متغیر واقعی موردنظر دارد درحالی‌که تکانه تقاضا صرفاً آثار موقتی دارد. با وجود این، اگر اجزای موقتی تداوم زیادی داشته باشند بسیار مشکل است که بتوان بین این دو به‌ویژه در پایان دوره تفاوت گذاشت. درواقع، طبقه‌بندی تکانه‌های دائمی به‌منزله تکانه‌های عرضه (و برعکس) و تکانه‌های موقتی به‌منزله تکانه تقاضا گمراه‌کننده باشد؛ زیرا هیچ دلیلی وجود ندارد که بتوان باور کرد تکانه‌های عرضه نمی‌توانند موقتی باشند (Azizi, 2003).

این روش به لحاظ اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند همچنین، اجزای سیکلی متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت زیادی برخوردار بوده و بیشترین کاربرد را دارد. فیلتر هودریک و پرسکات یک فیلتر خطی دوطرفه قرینه است. دوطرفه بودن آن مشکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد؛ اما در پایان دوره مشکل زاست زیرا آمار آینده موجود نیست، این فیلتر یک مسیر هموار شده ( $s$ ) از حجم پول (نقدینگی)، ( $M$ ) را با حداقل کردن واریانس حجم پول حول  $s$  نسبت به مجموع مجذورات دو تفاضل  $s$  به‌دست می‌آورد. فرم لاگرانژ معادله به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\text{Min: } L = \sum_{t=1}^T (M_t - s_t)^2 + \lambda$$

(۴)

$$\left[ \sum_{t=2}^{T-1} [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2 \right]$$

که در آن  $T$ ، تعداد مشاهدات است.  $\lambda$  را پارامتر هموارسازی (Smoothness) می‌گویند که مقدار آن بستگی به دوره انتشار داده‌ها دارد. مقدار  $\lambda$  برای داده‌های سالانه ۱۰۰، فصلی ۱۶۰۰ و ماهیانه ۱۴۴۰۰ است (Pishbahar & javedan, 2013). بنابراین، براساس (فیلتر هودریک-پرسکات)، شوک‌های سیاست پولی به‌صورت زیر تعریف می‌شود: ابتدا اندازه روند زمانی حجم پول (سیاست پولی) بر اساس فیلتر هودریک-



مرتبه اول AR(1) آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند (Gol khandan, 2015).

مطابق با مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده مدل‌های پایه‌ای الگو با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته برای هر سه گروه محصولات کشاورزی (کل- غذایی- صنعتی) به ترتیب در جدول (۲) قابل مشاهده است:

متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (Baltagi, 2005).

سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون Arlano & Boer (1995) و Blondel & b (1998) آزمون شود.

اولی آزمون سازگان از محدودیت‌های از پیش تعیین است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. این آزمون دارای توزیع  $X^2$  با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی است که به وسیله آماره  $M_2$  وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) در جملات خطای تفاضلی

جدول ۲- معادلات تخمینی مدل GMM

کل محصولات کشاورزی	$price_t = \alpha + \beta_1 price_{t-1} + \beta_2 anir_t + \beta_3 exchangerate_t + \beta_4 mlm_t + \beta_5 m2m_t + \beta_6 nahada_t + \beta_7 subsid_t + \varepsilon_t$
محصولات کشاورزی غذایی	$price_t = \alpha + \beta_1 price_{t-1} + \beta_2 anir_t + \beta_3 exchangerate_t + \beta_4 mlm_t + \beta_5 m2m_t + \beta_6 nahada_t + \beta_7 subsid_t + \varepsilon_t$
محصولات کشاورزی صنعتی	$price_t = \alpha + \beta_1 price_{t-1} + \beta_2 anir_t + \beta_3 exchangerate_t + \beta_4 mlm_t + \beta_5 m2m_t + \beta_6 nahada_t + \beta_7 subsid_t + \varepsilon_t$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

### نتایج و بحث

برای بررسی عوامل مؤثر بر متغیر قیمت محصولات کشاورزی، در قدم اول باید مانایی متغیرهای موجود بررسی شوند. در این مطالعه، از طریق آزمون‌های موجود مانایی تک تک متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرند. در این آزمون‌ها فرضیه صفر دلالت بر نامانایی متغیرها دارد. نتایج آزمون‌های مانایی (ریشه واحد) پانل در جدول (۳) ارائه شده است.

در معادلات جدول (۲)  $price_t$  متغیر وابسته،  $X_t$  بردار متغیرهای مستقل،  $\varepsilon_t$  اجزای اخلال مدل است.

جدول ۳- وضعیت مانایی متغیرهای مورد بررسی در سطح

متغیرها	قیمت	نرخ ارز	نرخ سود	نهاده	حجم پول	یارانه
لوین، لین و چو	بدون عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۶/۳۱۲۰۸	۷/۲۵۹۲۲	-۰/۱۱۲۲۷	۰/۱۶۷۴۴	-۳/۱۹۴۰۱***	۲۹/۷۸۸۳
	با عرض از مبدأ					
	۷/۰۱۳۵۰	۲۰/۵۱۲۲	-۴/۷۰۳۹۶***	۴/۷۰۳۹۶	۰/۲۴۱۳۰	۰/۴۳۱۵۷
پسران و شین	با عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۰/۴۵۴۳۸	۲۳/۵۵۴۵	-۵/۶۶۱۵۹***	-۱/۵۲۹۵۵**	۲۴/۴۷۲۸	۹/۳۰۷۵۴
	با عرض از مبدأ					
	۸/۴۸۶۴۱	۱۱/۰۳۳۹	-۱/۶۱۳۱۹**	۱/۶۳۷۶۴	-۰/۹۹۰۸۳	۱/۶۳۷۶۴
دیکی فولر تعمیم یافته	با عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۳/۶۹۳۷۹	۸/۶۵۶۰۷	-۱/۴۰۶۷۳**	-۱/۰۲۱۸۴	-۲/۴۹۸۶۲**	-۰/۴۵۷۴۹
	بدون عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۰/۳۶۵۳۶	۰/۱۷۲۸۶	۸/۳۹۱۹۸	۱۰/۶۸۴۷	۲۵/۷۱۷۳	۱۶/۵۶۱۳
آزمون فیلیپس پرون	با عرض از مبدأ					
	۰/۱۱۷۷۵	۰/۰۱۰۱۸	۲۵/۴۸۹۸	۱۰/۲۶۲۵	۲۰/۴۲۶۴	۲۸/۴۲۸۹
	با عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۴/۰۱۰۱۷	۰/۰۴۲۵۵	۲۵/۱۰۳۱	۲۳/۸۸۸۸	۳۴/۴۸۵۲***	۰/۳۳۵۰۶
آزمون بریتانگ	بدون عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۰/۰۱۲۸۵	۰/۰۰۱۲۷	۶/۳۶۱۹۷	۱۲/۴۷۹۳	۲۹/۳۹۳۸**	۳۷/۲۵۸۸
	با عرض از مبدأ					
	۰/۰۲۲۰۷	۷/۵E-۰۶	۲۵/۱۳۶۸	۱۲/۹۶۹۷	۲۲/۲۶۰۲	۳۵/۹۱۶۶
آزمون بریتانگ	با عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۲/۲۷۲۰۶	۰/۰۰۷۵۷	۲۰/۹۹۴۷	۳۳/۵۵۵۵***	۴/۹۹۴۱۶	۲/۲۲۸۲۵
آزمون بریتانگ	با عرض از مبدأ و روند زمانی					
	۰/۸۹۱۹۲	۷/۶۸۲۷۶	-۵/۹۹۱۸۲***	-۳/۴۸۰۷۲***	۵/۷۷۷۸۴	۴/۳۱۸۱۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح 10 درصد، 5 درصد و 1 درصد بر اساس نتایج آرایه شده در

جدول (۳) اکثر متغیرها در سطح نامانا می‌باشند. اگر رگرسیون با متغیرهایی نامانا تخمین زده شود، آن رگرسیون، کاذب است. برای حل چنین مشکلی دو راه‌حل پیشنهاد می‌شود.

۱- راه‌حل اول، تفاضل گیری است، که این روش باعث از بین رفتن یک ردیف داده‌ها شده و نتایج آن در جدول (۴) قابل مشاهده است.

جدول ۴- وضعیت مانایی متغیرهای مورد بررسی در تفاضل اول

متغیرها	قیمت	نرخ ارز	نرخ سود	نهاده	حجم پول	یارانه
بدون عرض از مبدأ و روند زمانی						
	-۲/۶۶۴۵۸***	-۰/۲۱۸۵۰	-۱۲/۹۸۸۴***	-۷/۸۶۸۱۳***	-۸/۰۶۸۸۵***	-۸/۷۴۸۵۶***
با عرض از مبدأ						
لوین، لین و چو	-۳/۲۴۰۸۳***	۹/۵۸۲۵۸	-۱۰/۰۳۵۳***	-۳/۷۹۶۲۸***	۵/۰۹۰۸۰	۲۴/۱۸۲۶
با عرض از مبدأ و روند زمانی						
	-۵/۷۲۲۱۰***	۶/۷۷۷۵۴	-۸/۱۷۶۴۳***	-۱/۹۸۹۰۱***	۱۵/۶۷۸۲	-۱/۹۸۹۰۱***
با عرض از مبدأ						
پسران و شین	-۰/۷۹۳۳۰	۲/۷۳۸۸۲	-۷/۶۴۰۵۹***	-۴/۰۴۰۳۴***	-۵/۶۵۶۹۹***	-۱/۶۳۴۰۱***
با عرض از مبدأ و روند زمانی						
	-۲/۴۷۷۷۶***	۱/۵۳۲۶۶	-۵/۱۶۹۲۷***	-۱/۷۱۴۸۱***	-۱/۴۷۰۹۸**	-۰/۳۹۳۲۵
بدون عرض از مبدأ و روند زمانی						
دیکی فولر تعمیم یافته	۲۲/۰۳۷۵	۸/۴۵۴۱۰	۱۵۱/۴۱۲***	۸۷/۶۷۲۰***	۸۱/۷۶۲۸***	۱۰۹/۰۶۱***
با عرض از مبدأ						
	۲۰/۰۸۱۴	۳/۶۲۴۶۳	۹۱/۷۷۴۰***	۵۱/۵۳۹۷***	۶۸/۰۵۱۷***	۴۰/۰۸۸۵
با عرض از مبدأ و روند زمانی						
	۳۵/۷۸۱۲***	۷/۰۰۳۵۳	۶۰/۸۸۸۹***	۳۰/۵۳۸۲**	۲۵/۷۴۹۹*	۳۰/۴۴۳۳
بدون عرض از مبدأ و روند زمانی						
	۳۰/۲۲۵۹**	۶۸/۰۲۲۳***	۲۲۰/۶۰۷***	۱۱۸/۴۸۱***	۱۷۰/۹۰۳***	۲۶۲/۷۴۳***
با عرض از مبدأ						
آزمون فیلیس پرون	۲۷/۱۵۲۳*	۴۰/۸۹۳۷***	۱۸۴/۵۱۵***	۳۲۰/۰۵۷***	۱۰۶/۸۹۷***	۱۵۳/۸۶۲***
با عرض از مبدأ و روند زمانی						
	۳۶/۳۰۷۵***	۴۷/۹۹۵۴***	۱۳۹/۹۱۶***	۶۴/۷۲۸۷***	۹۰/۴۰۳۵***	۱۰۷/۱۱۷***
با عرض از مبدأ و روند زمانی						
آزمون بریتانگ	-۲/۸۳۴۳۰***	۵/۱۵۷۷۹	-۱۰/۰۴۹۶***	-۵/۱۹۷۲۰***	۵/۵۵۲۷۱	۱۰/۳۶۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

نتایج آزمون کائو در جدول (۵) و نتایج آزمون پدرونی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۵- آزمون هم‌انباشتی کائو

آماره آزمون

ADF

۴/۲۸۲۵۷۷\*\*\*

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری

در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

با توجه به جدول (۴)، نتایج حاکی از آن است که فرضیه‌ی صفر (نا مانایی) در تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرها رد می‌شود. این به معنای وجود هم‌انباشتی از مرتبه اول برای متغیرهای مذکور است.

۲- و راه‌حل دوم که قابل تأیید است، آزمون هم‌انباشتی است. با استفاده از آزمون‌های پدرونی و کائو هم‌انباشتی متغیرها در بلندمدت بررسی می‌شود.

جدول ۶- آزمون هم انباشتگی پدرونی

	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
درون گروهی			
نوع آزمون	آماره آزمون	آماره آزمون	آماره آزمون
Panel v-Statistic	-۱/۱۹۹۲۲۶	-۰/۶۷۷۵۶۵	-۱/۰۸۱۴۳۳
Panel rho-Statistic	۱/۷۱۵۱۰۷	۳/۷۹۶۰۹۴	۵/۰۷۱۶۵۱
Panel PP-Statistic	-۸/۲۰۸۶۳۶***	-۶/۶۹۵۹۴۹***	-۷/۷۵۳۶۰۲***
Panel ADF-Statistic	-۲/۹۲۲۹۳۵***	-۲/۶۸۱۳۴۴***	-۷/۷۵۳۶۰۲***
بین گروهی			
Group rho-Statistic	۳/۴۷۵۶۶۶	۵/۴۸۲۶۷۶	۶/۶۲۶۳۷۴
Group PP-Statistic	-۱۳/۷۷۷۹۰***	-۱۰/۸۰۷۵۲***	-۱۰/۳۸۲۳۳***
Group ADF-Statistic	-۳/۸۵۰۸۷۸***	-۲/۳۵۶۹۵۳***	-۰/۴۶۱۶۵۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

جدول ۷- آزمون گشتاور تعمیم‌یافته

متغیرها	کشاورزی صنعتی		کشاورزی غذایی		کل محصولات کشاورزی	
	ضرایب	ضرایب	ضرایب	ضرایب	ضرایب	ضرایب
قیمت با وقفه	۱/۱۵۶۵۳۲***	۰/۱۸۱۴۷۱***	۰/۱۸۱۴۷۱***	۱/۸۸۲۸۵۲***	۱/۸۸۲۸۵۲***	۱/۸۸۲۸۵۲***
نرخ سود	۰/۰۴۹۹۶۱***	۰/۱۸۱۴۷۱*	۰/۱۸۱۴۷۱*	۲۴۱/۹۵۵۱**	۲۴۱/۹۵۵۱**	۲۴۱/۹۵۵۱**
نرخ ارز	-۰/۱۰۶۹۳۶***	-۰/۱۸۱۴۷۱***	-۰/۱۸۱۴۷۱***	-۰/۰۸۴۳۲۵***	-۰/۰۸۴۳۲۵***	-۰/۰۸۴۳۲۵***
شوکه‌های پیش‌بینی‌شده	۰/۰۱۲۶۷۲***	۰/۰۱۴۳۹۵***	۰/۰۱۴۳۹۵***	۰/۰۱۳۹۴۸***	۰/۰۱۳۹۴۸***	۰/۰۱۳۹۴۸***
شوکه‌های پیش‌بینی‌نشده	۰/۰۰۲۹۶۳	۰/۰۰۴۷۸۴***	۰/۰۰۴۷۸۴***	-۰/۰۰۶۳۱۰***	-۰/۰۰۶۳۱۰***	-۰/۰۰۶۳۱۰***
نهاد	-۰/۰۰۱۸۵۹	۰/۰۰۰۹۶۴***	۰/۰۰۰۹۶۴***	۰/۰۰۰۵۹۲	۰/۰۰۰۵۹۲	۰/۰۰۰۵۹۲
یارانه	۰/۰۰۲۹۶۳	۰/۰۰۵۳۶۸۹***	۰/۰۰۵۳۶۸۹***	۰/۰۰۷۸۵۰۷***	۰/۰۰۷۸۵۰۷***	۰/۰۰۷۸۵۰۷***
سارگان	۰/۲۴۲۸۴۶	۰/۲۰۵۶۱۷	۰/۲۰۵۶۱۷	۰/۸۵۳۴۳۸	۰/۸۵۳۴۳۸	۰/۸۵۳۴۳۸
مرتب‌ه اول	-۰/۲۴۲۸۴۶***	-۲/۵۴۰۲۰۸***	-۲/۵۴۰۲۰۸***	-۳/۱۱۱۶۱۹***	-۳/۱۱۱۶۱۹***	-۳/۱۱۱۶۱۹***
مرتب‌ه دوم	۱/۴۷۲۹۷۳	۱/۸۵۵۴۱۰	۱/۸۵۵۴۱۰	۱/۹۲۹۱۵۱	۱/۹۲۹۱۵۱	۱/۹۲۹۱۵۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

بر اساس نتایج آزمون‌ها، آماره آزمون کائو و اکثر آماره‌های آزمون پدرونی (که حداقل چهار آماره) فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم هم انباشتگی متغیرها رد شده و متغیرها در بلندمدت هم انباشته بوده و رابطه بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد. بنابراین، در اینجا می‌توان گفت یک رابطه تعادلی بلندمدت میان قیمت محصولات کشاورزی و حجم پول (سیاست پولی) وجود دارد.

در این پژوهش، برای بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت محصولات کشاورزی ایران از روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)، که از جمله روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حل مشکل درون‌زا بودن بین متغیرها می‌باشد، استفاده شده است. لازمه استفاده از این روش، پیدا کردن متغیر ابزاری مناسب برای برطرف کردن مشکل درون‌زا بودن متغیرهای نهادی است. در جدول (۷) نتایج برآورد به تفکیک برای تمام محصولات کشاورزی، محصولات غذایی کشاورزی و محصولات صنعتی کشاورزی به صورت مجزا آورده شده است.

(۷) می‌توان بیان کرد که مرتبه خودهمبستگی در تفاضل مرتبه اول جملات اخلاص از مرتبه یک است. بنابراین، روش آرلانو-باند روش مناسبی برای برآورد پارامترهای مدل و حذف اثرات ثابت است. همچنین، مهم‌ترین آزمون در مدل گشتاور تعمیم‌یافته آزمون سارگان است که در مدل برآوردی آماره آزمون سارگان بالاتر از ۵ درصد است و حاکی از انتخاب صحیح متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل و تائید آن‌ها است.

به‌منظور بررسی تقارن شوک‌های حجم پول (سیاست پولی) از آزمون والد (آزمون قیود وضع‌شده بر ضرایب تخمینی) استفاده شد. الگوی مورد استفاده این آزمون برای شوک‌های پیش‌بینی‌شده حجم پول (سیاست پولی) و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده‌ی حجم پول (سیاست پولی) به‌صورت زیر است:

(۸)

$$Y = \alpha + \beta_1 m1m + \beta_2 m2m + U_t$$

در رابطه ذکرشده در بالا اگر فرضیه تقارن اثرات شوک‌های پیش‌بینی‌شده و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده رد شود، نتیجه گرفته می‌شود که اثرات این دو شوک باهم متفاوت است. در این صورت، فرضیه صفر مبنی بر تقارن شوک‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده سیاست پولی رد می‌شود. نتایج به تفکیک کل محصولات کشاورزی، محصولات غذایی کشاورزی و محصولات صنعتی کشاورزی در جدول (۸) نشان داده‌شده است.

به‌منظور بررسی تقارن شوک‌های حجم پول (سیاست پولی) از آزمون والد (آزمون قیود وضع‌شده بر ضرایب تخمینی) استفاده شد. الگوی مورد استفاده این آزمون برای شوک‌های پیش‌بینی‌شده حجم پول (سیاست پولی) و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده‌ی حجم پول (سیاست پولی) به‌صورت زیر است:

(۸)

$$Y = \alpha + \beta_1 m1m + \beta_2 m2m + U_t$$

در رابطه ذکرشده در بالا اگر فرضیه تقارن اثرات شوک‌های پیش‌بینی‌شده و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده رد شود، نتیجه گرفته می‌شود که اثرات این دو شوک باهم متفاوت است. در این صورت، فرضیه صفر مبنی بر تقارن شوک‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده سیاست پولی

براساس نتایج تخمین مدل، متغیر با وقفه قیمت محصولات کشاورزی در هر سه گروه منتخب (کل-غذایی-صنعتی) ارتباط معناداری با قیمت دارد.

تأثیر نرخ سود بر قیمت محصولات کشاورزی در هر سه گروه منتخب (کل-غذایی-صنعتی) مثبت و معنادار می‌باشد.

نرخ ارز نیز از جمله عوامل تأثیرگذار بر قیمت محصولات کشاورزی در هر سه گروه منتخب (کل-غذایی-صنعتی) است که دارای اثری منفی و معنادار در هر سه گروه است.

شوک‌های پیش‌بینی‌شده و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده حجم پول که بیانگر شوک‌های انبساطی و انقباضی سیاست پولی می‌باشند بر روی قیمت محصولات کشاورزی اثر می‌گذارند. اما، شدت اثرگذاری این دو متفاوت از هم است. به‌طوری‌که شوک‌های پیش‌بینی‌شده در هر سه گروه منتخب (کل-غذایی-صنعتی) دارای اثری مثبت و معنادار هستند. اما شوک‌های پیش‌بینی‌نشده در گروه کل

محصولات کشاورزی دارای اثر منفی و معنادار هستند، در گروه محصولات غذایی کشاورزی اثری مثبت و بی‌معنا دارند و در آخر، گروه محصولات صنعتی کشاورزی که دارای اثری مثبت و معنادار می‌باشند.

تأثیر نهاده بخش کشاورزی در گروه‌های منتخب (کل-غذایی-صنعتی) متفاوت است؛ به‌گونه‌ای که در گروه کل محصولات کشاورزی اثری بی‌معنا دارد، در گروه محصولات غذایی دارای اثری مثبت و معنادار است و نهایتاً در گروه محصولات صنعتی نیز دارای اثری بی‌معنا است.

تأثیرگذاری پارانه بخش کشاورزی بر قیمت محصولات کشاورزی در هر سه گروه منتخب مثبت است. اما، بر اساس نتایج موجود در جدول ۸ در دو گروه کل محصولات کشاورزی و محصولات صنعتی کشاورزی این تأثیر بی‌معنا و در گروه محصولات غذایی کشاورزی تأثیر معنادار است.

علاوه بر این، پس از برآورد این مدل‌ها، از آزمون‌های سارگان و خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرلانو-باند جهت تائید درستی انتخاب متغیرهای ابزاری تعریف‌شده، استفاده شده است. بر اساس نتایج جدول

رد می‌شود. نتایج به تفکیک کل محصولات کشاورزی، محصولات غذایی کشاورزی و محصولات صنعتی کشاورزی در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول ۸- آزمون والد

دسته‌بندی	کای_دو	آماره F
کل محصولات کشاورزی	۳۷/۷۰۶۴۲***	۱۸/۸۵۳۲۱***
محصولات کشاورزی صنعتی	۷/۳۰۱۴۵۰***	۳/۶۵۰۷۲۵***
محصولات کشاورزی غذایی	۱۴/۳۹۰۷۹***	۷/۱۹۵۳۹۵***

مأخذ: یافته‌های تحقیق (\* و \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

نتیجه آزمون والد برای هر سه قسمت فوق، نشان می‌دهد این فرضیه در سطح اطمینان ۵ درصد رد می‌شود و نشان از اثرات نامتقارن این دو شوک بر قیمت محصولات کشاورزی دارد.

#### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه با استفاده از داده‌های تابلویی تلاش گردید به بررسی این فرضیه پرداخته شود و این که آیا شوک‌های سیاست پولی بر قیمت گروه‌های منتخب محصولات کشاورزی در ایران مؤثر است یا خیر؟ اهمیت پاسخ به این سؤال در نقش سهم تغییرات قیمت محصولات کشاورزی بر امنیت غذایی و همچنین امنیت تأمین نهاده برای بخش‌های مختلف اقتصادی نهفته است. بدین منظور، با استخراج شوک‌های سیاست پولی و تفکیک آن‌ها به دو بخش شوک‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده و همچنین، تفکیک محصولات کشاورزی به دو گروه محصولات غذایی و محصولات صنعتی و استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به تخمین مدل پرداخته شد و نتایج آرایه‌شده در جدول شماره (۷) به دست آمد.

بر این اساس، مشاهده شد شوک‌های پیش‌بینی‌شده سیاست پولی بر قیمت محصولات غذایی و صنعتی اثر مثبت معنادار دارد. همچنین، شوک‌های پیش‌بینی‌نشده پولی با قیمت محصولات کشاورزی غذایی رابطه مستقیم دارد و اثر آن بر قیمت محصولات کشاورزی صنعتی معنادار نیست. شوک‌های پولی به‌عنوان یکی از عوامل ایجاد نااطمینانی در اقتصاد می‌تواند بر سرمایه‌گذاری در

بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله بخش کشاورزی اثر منفی بگذارد و از این طریق، با کاهش از توان تولید منجر به بروز کمبود و در نتیجه، افزایش قیمت کالاهای کشاورزی صنعتی و غذایی شود. این نتیجه با مطالعات دیگر انجام‌گرفته مانند Sheikhpour & Nabihian (2018) و Mahmoud Gardi & et al. (2012) و hajian et al. (2008) سازگاری دارد. به نظر می‌رسد، راهکارهای مناسب در کاهش اثرات افزایشی شوک‌های پولی بر قیمت محصولات کشاورزی ایجاد ارتباط مناسب بین بخش پولی و بخش کشاورزی و توجه و دقت نظر سیاست‌گذار پولی بر اثرات سیاست‌ها بر این بخش مهم و کلیدی است.

متغیرهای کنترل مدل شامل: وقفه‌ی قیمت محصولات کشاورزی غذایی و صنعتی، نرخ سود تسهیلات بخش کشاورزی، نرخ ارز، ارزش نهاده‌های مصرف‌شده در بخش کشاورزی و یارانه به بخش کشاورزی بوده‌اند، که ضرایب برآورده شده هر یک از آن‌ها به شرح ذیل قابل تفسیر است:

قیمت محصولات کشاورزی غذایی و صنعتی در دوره قبل با قیمت آن‌ها در دوره جاری رابطه مستقیم و معنادار دارد؛ که نشان‌دهنده‌ی پویایی قیمت در این دو گروه محصولات و انتظارات قیمتی تطبیقی است.

نرخ سود تسهیلات مربوط به بخش کشاورزی در تخمین مدل نیز بر خلاف مطالعه‌ی Tan & et al. (2017) با قیمت محصولات کشاورزی صنعتی و غذایی رابطه‌ی مستقیم و معنادار دارد. علت این تفاوت می‌تواند این باشد، که اصولاً نرخ بهره در اکثر کشورها ابزار سیاست پولی است در حالی که در این مطالعه بهره تسهیلات کشاورزی به عنوان هزینه تولید در نظر گرفته شده است. از آنجا که نرخ تسهیلات بخش کشاورزی بخش مهمی از هزینه‌های تولید محصول را تشکیل می‌دهد، بدیهی است افزایش این نرخ به افزایش قیمت محصولات کشاورزی منجر شود. از آنجا که سیاست‌گذار پولی در این زمینه قادر به اعمال سیاست و نرخ‌گذاری ترجیحی است. بنابراین، به نظر می‌رسد یکی از جنبه‌های دیگر کنترل قیمت محصولات توسط سیاست‌گذار کاستن در نرخ تسهیلات مذکور و به‌بیان‌دیگر تخصیص منابع ارزان قیمت‌تر به این بخش اقتصادی است.

ناسازگار می‌تواند توجیه‌پذیر باشد. همچنین، افزایش نرخ ارز به‌عنوان یکی از عوامل افزایش‌دهنده مخارج تقاضاکنندگان محصولات کشاورزان که عمدتاً صنایع غذایی هستند و کاهنده تقاضای محصولات، می‌تواند با توجه به کشش قیمتی کم‌عرضه این محصولات منجر به کاهش قیمت محصولات کشاورزی شده باشد.

نرخ ارز بازار آزاد برخلاف انتظارات نظری اثر منفی بر قیمت محصولات کشاورزی صنعتی و غذایی دارد که این مسئله مطابق با مطالعه‌ی Alam & Gilbert, (2017), است. به‌نظر می‌رسد، این نتیجه بیانگر عدم وجود ارتباط منطقی بین نرخ ارز بازار آزاد و بخش کشاورزی است. با توجه به این که بخش کشاورزی در ایران از ارز ترجیحی بهره‌مند می‌شود این ارتباط

## REFERENCES

1. Alam, M. R., & Gilbert, S. (2017). Monetary policy shocks and the dynamics of agricultural commodity prices: evidence from structural and factor-augmented VAR analyses. *Agricultural Economics*, 48(1), 15-27.
2. Azizi, F. (2003). Methods of estimating potential production and its experimental test in Iran (1961-1998), *Journal of Budget Planning*, 2(8), 39-69. (In Farsi)
3. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons Inc., 3rd Edition, New York, USA.
4. Campbell, J. (Ed.). *Asset Prices and Monetary Policy*, University of Chicago Press, Chicago, 291-327.
5. Coletti, D., Lalonde, R., Masson, P., Muir, D., & Snudden, S. (2021). Commodities and monetary policy: implications for inflation and price level targeting. *Journal of Policy Modeling*.
6. Dadras Moghaddam, A. & Zibaei, M. (2009). The relationship between macroeconomic and agricultural variables (with emphasis on monetary policy). *Iranian Journal of Economic Research*, 13( 39), 111-95. (In Farsi)
7. Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 6( 84), 1161-1176.
8. Fam, P. G. Hennani, R. & Huchet, N. (2017). US Monetary Policy, Commodity Prices and the Financialization Hypothesis. *Review of Economic and Business Studies*, 2(10), 53-77.
9. Frankel, J. (2008). *The effect of monetary policy on real commodity prices*. In John Campbell (ed) *Asset Prices and Monetary Policy*. Chicago; University of Chicago press.
10. Frankel, J. A. (1985). International capital mobility and crowding out in the US economy: imperfect integration of financial markets or of goods markets?.
11. Frankel, J.A. (1986). Expectation and commodity price dynamics: The overshooting. *American Journal of Agricultural Economics*, 2(68), 344-348.
12. Frankel, J.A. (2014). Effects of speculation and interest rates in a "carry trade" model of commodity prices. *J. Intl. Money Fin.* 42, 88-112.
13. Gol Khandan, A. Khansari, M. & Gol Khandan, D. (2015). Militaryism and Economic Growth: Experimental Evidence from the Countries of the Mena Region in the Form of a Dynamic Panel. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 5 (18), 31-50. (In Farsi)
14. Herati, J. (1382). *Investigating the Effects of Macroeconomic Variables on Food Price Index Using a Self-Explanatory Model with Extensive Interruptions (ARDL) Case of Iran (1338-1379)* M.Sc. Thesis, Shiraz University. (In Farsi)
15. Hajian, M. H., Khalilian, S., & Daliri, A. (2008). The impact of monetary and fiscal policies on the main variables of agricultural sector in iran. *journal of sustainable growth and development (the economic research)*, 7(4), 27-47. (In Farsi)
16. Kilian, L. & Murphy, D.P. (2014). The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. *J. Appl. Economet.* 3(29), 454-478.
17. Kim, J., & Kim, S. (2021). Monetary policy shocks and delayed overshooting in farm prices and exchange rates. *International Review of Economics & Finance*, 71, 620-628.
18. Krugman, P. (2011). Commodities: This time is different, *The New York Times*, January 29, 2011.
19. Mahmoud Gardi, R, Khalilian, S. & Mortazavi, S. A. (2012). Investigating the Impact of Monetary and Fiscal Policies on Private Investment in Iran's Agricultural Sector. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 20(77), 81-108. (In Farsi)
20. Mallick, S.K. Sousa, R.M. (2012). Real effects of monetary policy in large emerging economies. *Macroeconomic Dynamics*, 16(S2), 190-212.
21. Manjabb, M. Nosrati, R. *Advanced Econometric Models (with eviws & Stata)*, Mehraban Nashr Book Institute, (2017). (In Farsi)

22. Mirzaei Khalil Abadi, H. R. Naqavi, S. Mehrabi Boshir Abadi, H. & Jalali Esf&abadi, A. J. (2009). Investigation of the effect of monetary shocks on the growth of the agricultural sector. *Journal of Agricultural Economics Research*, 146-123. (In Farsi)
23. Pindyck, R.S. (2001). The dynamics of commodity spot and futures markets: A primer. *Energy J.* 3(22), 1-29.
24. Pish bahar, E. & Alizadeh, P. (2014). Vertical price transfer in the market of potato and onion products (Case study: Kurdistan province), *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 2(47), 543-533. (In Farsi)
25. Pishbahar, I. & Javedan, A. (2013). The effect of monetary shocks on food prices in Iran. *Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 4(15), 127-141. (In Farsi)
26. Pishbahar, I. Dashti, Q. & Khalili Malekshah, S. (2016). A Study of the Effects of Macroeconomic Variables on the Prices of Iranian Agricultural Products: An Approach to the Structural Self-Explanation Model (SVAR) and Sudar Non-Rotating Graphics (DAG). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 24(95), 25-47. (In Farsi)
27. Pourmoghadam, A. Mehrabi Boshir Abadi, H. Jalaei Esf&abadi, S. A. & Mirzaei, H. (2018). Simulation of the effect of monetary, financial and oil shocks on food and non-food consumption: DSGE approach. *Journal of Economics and Research*, 1(15). 87-108. (In Farsi)
28. Saghalian, S. H. Reed, M. R. & Marchant, M. A. (2002). Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in an open economy. *American Journal of Agricultural Economics*, 1(84), 90-103.
29. Saheb Honar, H. Cheshmi, A. & Fallahi, M. A. (2013). Study of the effect of monetary shocks on different sectors of the Iranian economy. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 3(11), 41-56. (In Farsi)
30. Schuh, G. E. (1974). The exchange rate & U.S. agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 1(56), 1-13.
31. Scrimgeour, D., 2014. Commodity price responses to monetary policy surprises.
32. Sheikhpour, M. & Nabihian, S. (2018). Investigating the impact of monetary shocks on investment in Iran's agricultural sector. *Journal of Agricultural Economics Research*, 7, 10(40), 125-144. (In Farsi)
33. Sherafatm&, H. Yazdani, S. & Moghadasi, R. (2014). Risk management of the price of the date crop using the futures market, *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 4(45), 601-611. (In Farsi)
34. Siami-Namini, S. & Hudson, D. (2016). U.S. monetary policy and commodities price fluctuations. Presentation at the 86<sup>th</sup> Annual Meeting of the Southern Economic Association. *Washington DC*.
35. Tan, Y., Sha, W. & Paudel, K. (2017). The impact of monetary policy on agricultural price in China: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *Available at SSRN 2916984*.
36. Tashkini, A. & Shafiee, A. (2005). Monetary & financial variables of the neutral money test. *Journal of Business Research*, 35, 125-152. (In Farsi)
37. Taybi, S. K. Haji Karami, M. & Sariri, H. (2011). Analysis of the degree of financial and commercial openness on Iran's financial development and business partners (1996-2009). *Journal of Economic Research*, 1(4), 39-60. (In Farsi)
38. Yazdani, S. Hasanki, M. & Norouzi, H. (2018). Investigating the Effects of Guaranteed Prices and Production Costs on the Cultivated Area of Agricultural Strategic Crops, *Iranian Journal of Economic Research and Agricultural Development*, 2(50), 19-28. (In Farsi)