



Research Article

Vol. 39, No. 1, Spring 2025, p. 97-116

Analyzing the Asymmetric Effect of Macroeconomic Variables on Food Prices in Iran

R. Heydari *, E. Javdan ¹, M. Shabanzadeh Khoshrody ¹

1- Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: r.heydari@agri-peri.ac.ir)

Received: 02-12-2024	How to cite this article: Heydari, R., Javdan, E., & Shabanzadeh Khoshrody, M. (2025). Analyzing the asymmetric effect of macroeconomic variables on food prices in Iran. <i>Journal of Agricultural Economics & Development</i> , 39(1), 97-116. (In Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/jead.2025.91.69.1319
Revised: 28-12-2024	
Accepted: 07-01-2025	
Available Online: 07-01-2025	

Introduction

Food prices are an important indicator of societal well-being, and food inflation can deepen poverty in developing economies. Severe food price fluctuations not only affect food security in developing countries, but also affect economic growth and social stability. Any increase in food prices can push many people back below the poverty line. Rising food prices hit low-income households hard, as the household food basket accounts for nearly half of household living expenses. Therefore, food price stability is of particular importance to policymakers trying to lift households above the poverty line. Food prices in Iran have always been on the rise, and even in recent years, the rate of food price growth has accelerated. Today, inflation, especially food inflation, remains a major problem in Iran, and policymakers are always trying to reduce food inflation. In this regard, and with the aim of controlling food prices, different policies have been implemented in Iran, and the effectiveness of these policies has been discussed. Therefore, understanding the behavior of food prices in response to macroeconomic factors is essential for policymakers to implement appropriate policies at the right time and place to keep domestic prices stable. In this regard, in the present study, the asymmetric effect of macroeconomic variables (money supply, GDP per capita, exchange rate, and trade openness) affecting food inflation in Iran is examined using the nonlinear ARDL approach.

Materials and Methods

The main objective of this study is to examine the asymmetric effect of domestic macroeconomic factors on food prices in Iran using a Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model. According to the theoretical literature, in this study, it is assumed that food prices are a function of macroeconomic variables, including money supply (MS), GDP per capita (GDPER), exchange rate (RATE), trade openness (OPEN), and global economic policy uncertainty index (EPU). Therefore, in accordance with Shin et al. (2014), the NARDL model used in this study is developed to examine the asymmetric effect of domestic macroeconomic factors (for example, money supply) as follows:

$$\Delta LFPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LMS_{t-1}^+ + \alpha_2 LEMS_{t-1}^- + \alpha_3 LGDPER_{t-1} + \alpha_4 LRATE_{t-1} + \alpha_5 LOPEN_{t-1} + \alpha_6 LEPU_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_1 LFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^q (\beta_{2j} LMS_{t-j}^+ + \beta_{3j} LMS_{t-j}^-) + \beta_{4j} LGDPER_{t-j} + \beta_{5j} LRATE_{t-j} + \beta_{6j} LOPEN_{t-j} + \beta_{7j} LEPU_{t-j} + \mu_t$$

In the above relationship, each of the macroeconomic factors (including the money supply, GDP per capita,



©2025 The author(s). This is an open access article distributed under [Creative Commons Attribution 4.0 International License \(CC BY 4.0\)](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

<https://doi.org/10.22067/jead.2025.91.69.1319>

exchange rate, and trade openness) is separated into the sum of positive and negative components. In fact, two additional variables are created in each equation, one indicating an increase in the variable of interest with a positive sign and the other indicating a decrease with a negative sign. The variable of global economic policy uncertainty index also plays the role of a control variable. Due to the availability of data, the time period in this study is 1991 to 2022.

Results and Discussion

The results of the linear and nonlinear bounds test in the ARDL model showed that there is a long-term relationship between macroeconomic variables including money supply, GDP per capita, exchange rate, trade openness, global economic policy uncertainty and food prices in Iran. In addition, the results of short-term and long-term symmetry tests using the Wald test showed that the effect of the exchange rate variable on food inflation in Iran is asymmetric in the long and short run, while the effect of the money supply and GDP per capita variables is asymmetric only in the long run; the effect of the trade openness variable is also symmetric in the short and long run and has a linear behavior. The results of the ARDL linear model estimation showed that in the short and long run, the effect of the growth of the variables of money supply, GDP per capita, exchange rate and global economic policy uncertainty on food inflation in Iran is positive and significant, while the effect of trade openness is negative and significant. The results of the NARDL model estimation also showed that the response of food inflation to increases and decreases in money supply and GDP growth is positive and significant, and their increase on food inflation is greater than the effect of their decrease. The response of food inflation in the long and short term to increases in the exchange rate is positive and significant, while the effect of decreasing the exchange rate in the long and short term is negative, but not statistically significant, and the effect of increasing the exchange rate on food inflation in the long term is greater than its effect in the short term. The effect of trade openness on food inflation is symmetric, with an increase in trade openness leading to a reduction in food inflation in both the short and long term.

Conclusion

Linking the prices of agricultural products to market conditions and liberalizing the market for these products is an appropriate method for coordinating the effects of macro policies and specific agricultural policies that should be considered by policymakers. Given the importance of the agricultural sector, the government's economic policies in relation to food prices will be of high importance and sensitivity. Considering the results of implementing contractionary monetary policies in coordination with other Central Bank policies, increasing investment and efforts to increase productivity in the agricultural sector, appropriate foreign exchange policies are recommended to prevent unreasonable increases in the exchange rate, and reducing tariffs and trade restrictions to increase trade openness.

Keywords: Asymmetric effects, Iran, Food inflation, Macroeconomic variables, NARDL model



مقاله پژوهشی

جلد ۳۹، شماره ۱، بهار ۱۴۰۳، ص. ۹۷-۱۱۶

تحلیل اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در ایران

رضا حیدری^{۱*} - ابراهیم جاودان^۱ - مهدی شعبانزاده خوشرودی^۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۰/۱۸

چکیده

قیمت مواد غذایی شاخص مهمی از رفاه جامعه است و سیاستگذاران همواره در تلاش‌اند تا تورم مواد غذایی را کاهش دهند. در این راستا و با هدف کنترل قیمت مواد غذایی، سیاست‌های متفاوتی در ایران نیز به اجرا درآمده که میزان اثرگذاری این سیاست‌ها مورد بحث بوده است. هدف این مقاله، بررسی اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی (حجم پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز و درجه باز بودن تجاری) بر تورم مواد غذایی ایران با استفاده از رویکرد غیر خطی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (NARDL) در دوره ۲۰۲۲-۱۹۹۱ می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL نشان داد که اثر رشد عرضه پول و تولید ناخالص داخلی سرانه بر تورم مواد غذایی تنها در بلندمدت نامتقارن بوده و واکنش تورم مواد غذایی نسبت به افزایش و کاهش رشد آنها مثبت و معنادار است و اثر افزایش آنها بر تورم مواد غذایی بیشتر از اثر کاهش آنهاست. همچنین، اثر رشد نرخ ارز بر تورم مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نامتقارن بوده و واکنش تورم مواد غذایی نسبت به افزایش نرخ ارز مثبت و معنادار است، در حالی که اثر کاهش آن اثر معناداری بر تورم مواد غذایی ندارد. اثر متغیر درجه باز بودن تجاری بر تورم مواد غذایی نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت متقارن بوده و افزایش و کاهش آن به میزان یکسان سبب کاهش تورم مواد غذایی می‌شود. بنابراین، طراحی سیاست‌های مؤثر در مدیریت عرضه پول، ذخیره گلات غذایی در طول فصل برداشت، اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب، عدم افزایش نرخ ارز برای جبران کسری بودجه و نیز کاهش تعرفه‌ها و محدودیت‌های تجاری در جهت افزایش درجه باز بودن تجاری توصیه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: اثرات نامتقارن، تورم مواد غذایی، متغیرهای کلان اقتصادی، مدل NARDL، ایران

مقدمه

هدف کشورها فراهم کردن شرایط زندگی بهتر و با کیفیت بالاتر برای شهروندان با دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار است. برای این منظور شاخص‌های کلان اقتصادی و مالی مانند نرخ ارز، رشد اقتصادی، شاخص‌های قیمت، نرخ بهره و غیره موضوعات اصلی هستند که مقامات دولتی برای نظارت بر پیشرفت اقتصاد بر آنها تمرکز می‌کنند. چنین شاخص‌هایی با ثبات اقتصادی و رفاه جوامع ارتباط زیادی دارد (Kartal & Depren, 2023; Ayhan & Kartal

2021; Depren et al., 2021). در این میان، تورم یک مشکل عمده اقتصادی در اقتصادهای در حال توسعه و نوظهور است که می‌تواند ناشی از شوک‌های شاخص‌های کلان اقتصادی باشد. اثرات نامطلوب تورم شامل کاهش قدرت خرید پول یک کشور است که ممکن است منجر به کاهش سطح زندگی و رفاه عمومی شود. فشار تورم به زندگی بسیاری از مردم آسیب می‌رساند و اعتماد سرمایه‌گذاران را برای انجام برخی سرمایه‌گذاری‌های مولد کاهش می‌دهد. علاوه بر این، تورم ممکن است باعث بدتر شدن تجارت یک کشور و گران‌تر شدن

۱- مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران
* - نویسنده مسئول: (Email: r.heydari@agri-peri.ac.ir)

<https://doi.org/10.22067/jead.2025.91.69.1319>

این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی با عنوان «بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت مواد غذایی با تاکید بر اثر نامتقارنی آنها، مطالعه موردی: ایران و کشورهای منتخب واردکننده خالص مواد غذایی» در مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی می‌باشد.

هزینه‌های زندگی خانوار را به خود اختصاص می‌دهد. علاوه بر مصرف‌کنندگان، قیمت‌های نلپایدار مواد غذایی نه تنها ناامنی را در میان کشاورزان افزایش می‌دهد، بلکه بر تصمیمات سرمایه‌گذاری آنها نیز تأثیر منفی می‌گذارد. لذا نوسانات قیمت مواد غذایی پیامدهای سیاستی مهمی برای کشاورزان از نظر اعتبار، درآمد و بهره‌وری کشاورزی دارد (Khan et al., 2019). به‌طور کلی در شرایط تورمی مواد غذایی، خانوارهای فقیر به غذای اصلی با کیفیت پایین‌تر روی می‌آورند، مصرف کلی غذا را کاهش می‌دهند، تخصیص منابع درون خانوار را تغییر می‌دهند، روی فرزندان خود سرمایه‌گذاری نمی‌کنند و هزینه‌های بهداشت و آموزش را کاهش می‌دهند (Amaglobeli et al., 2010; Ruel et al., 2023).

با افزایش چشمگیر قیمت مواد غذایی، نگرانی کشورهای در حال توسعه به مراتب بیشتر از کشورهای دیگر است. زیرا این کشورها در دوران گذار اقتصادی قرار دارند و افزایش مداوم قیمت مواد غذایی بر مشکلات دیگر می‌افزاید. علاوه بر این، تأثیرپذیری از تحولات جهانی در کشورهای واردکننده خالص مواد غذایی و دارای تورم بالا از جمله ایران بیشتر از کشورهای دیگر است (Tarazkar & Sheikhzeinoddin, 2019; Javdan et al., 2015). شکل ۱، روند شاخص قیمت مواد غذایی و شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران را نشان می‌دهد. بر این اساس، قیمت مواد غذایی در ایران همواره روند افزایشی داشته و حتی در سال‌های اخیر نرخ رشد قیمت مواد غذایی سرعت بیشتری به خود گرفته است. علاوه بر این، از سال ۱۳۹۰ به بعد شاخص قیمت مواد غذایی بالاتر از شاخص قیمت مصرف‌کننده قرار گرفته است (Central Bank of Iran, 2023).

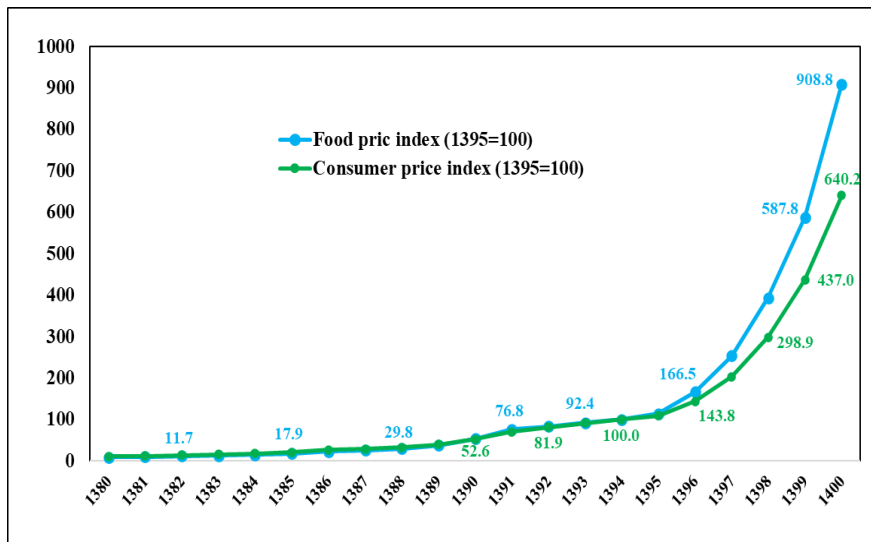
تورم مداوم و بالای قیمت مواد غذایی در ایران همواره مورد توجه محققان و سیاستگذاران قرار داشته است. مطالعات تجربی زیادی وجود دارد که سعی در بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی دارند. برای مثال در مطالعه لیانی و مهرجو (Layani & Mehrjou, 2023)، قیمت نفت خام، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی سرلنه و آزادسازی تجاری به عنوان عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران در نظر گرفته شده است. عزتی شورگلی و خداویسی (Ezzati Shourgholi & Khodavaisi, 2019) نرخ ارز، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت واردات را به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران مورد بررسی قرار دادند. در مطالعه جعفری صمیمی و فرج‌زاده (Jafari Samimi & Farajzade, 2019)، متغیرهای درجه باز بودن تجاری در اقتصاد، نرخ ارز، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیرهای مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران در نظر گرفته شده است. طرازکار و شیخ زین‌الدین (Tarazkar & Sheikhzeinoddin, 2019)، در مطالعه خود اثر قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی را به‌عنوان عوامل مؤثر بر قیمت محصولات کشاورزی در ایران لحاظ نموده‌اند.

کالاهای داخلی نسبت به بازارهای منطقه‌ای و جهانی شود (Akinbode et al., 2021; Kayamo, 2021; Adams et al., 2014).

نتایج تحقیقات تجربی نشان داده است که قیمت مواد غذایی یکی از ارکان نرخ تورم در کشورهای در حال توسعه است (Lee & Park, 2013). در واقع نوسانات قیمت مواد غذایی می‌تواند به‌عنوان یک شاخص تورم مورد استفاده قرار گیرد، زیرا توانایی واکنش سریع به شوک‌های مختلف اقتصادی مانند افزایش شوک‌های عرضه و تقاضا را دارد (Putri et al., 2019; Köse & Ünal, 2022; Garcimartín et al., 2021; Montes-Rojas & Toledo, 2021). بی‌ثباتی قیمت مواد غذایی می‌تواند پیامدهای جدی سیاسی و اقتصادی به همراه داشته باشد (Khan et al., 2019). قیمت مواد غذایی شاخص مهمی از رفاه جامعه است و لذا تورم مواد غذایی می‌تواند فقر را در اقتصادهای در حال توسعه عمیق‌تر کند (Avalos, 2015; Dávila, 2010). قیمت مواد غذایی به‌دلیل وابستگی زیاد به بخش کشاورزی و تغییرات اقلیمی، نسبت به بخش غیرکشاورزی نوسان بیشتری دارد (Samal et al., 2022).

نوسانات شدید قیمت مواد غذایی نه تنها بر امنیت غذایی در کشورهای در حال توسعه تأثیر می‌گذارد، بلکه بر رشد اقتصادی و ثبات اجتماعی نیز تأثیر می‌گذارد (Alieva, 2019; Ceballos et al., 2016; Olayungbo & Hassan, 2017). هر نوع افزایش در قیمت مواد غذایی می‌تواند منجر به عقب‌راندن بسیاری از مردم به زیر خط فقر شود که در نهایت می‌تواند هدف سیاست‌گذاران مبتنی بر ریشه‌کنی فقر را بر هم زند. در واقع ثبات قیمت مواد غذایی برای سیاست‌گذارانی که تلاش می‌کنند تا خانوارها بالاتر از خط فقر قرار گیرند، اهمیت ویژه‌ای دارد (Khan et al., 2019). قیمت‌های بالاتر و ناپایدار مواد غذایی به‌طور قابل توجهی به فقرا آسیب می‌رساند، زیرا غذا معمولاً سهم زیادی از مخارج آنها را به خود اختصاص می‌دهد (Bogmans et al., 2021; Chen et al., 2020; Tiwari et al., 2018).

اگرچه افزایش قیمت کالاها به‌طور کلی منجر به افزایش هزینه‌های زندگی می‌شود، اما افزایش قیمت مواد غذایی به شدت خانوارهای کم‌درآمد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. زیرا سبد مواد غذایی خانوار بخش مهمی از هزینه‌های زندگی خانوار را به خود اختصاص می‌دهد. افزایش قیمت مواد غذایی خانوارهای کم‌درآمد را مجبور می‌کند تا مصرف مواد غذایی خود را کاهش دهند. این کاهش در مصرف مواد غذایی ممکن است باعث سوءتغذیه شود که منجر به کاهش امید به زندگی و کاهش بهره‌وری می‌شود. در مجموع، این امر سبب کاهش درآمد مادام‌العمر و در نتیجه کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود (Sarwar et al., 2020). بر اساس آمار هزینه درآمد مرکز آمار ایران، سبد مواد غذایی خانوارهای شهری نزدیک به ۳۰ درصد از



شکل ۱- شاخص قیمت مواد غذایی در ایران در سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۸۰ (Central Bank of Iran, 2023)
Figure1- Food price index in Iran for years 2000-2022

شده است.

امروزه تورم در ایران همچنان به صورت یک ابرمشکل باقی مانده است. سیاست‌گذاران و مسئولین همواره در تلاش‌اند تا مشکل مزمن تورم و به‌ویژه تورم مواد غذایی را کاهش دهند، اما سیاست‌های اجرا شده در این راستا موفق به کاهش تورم مواد غذایی به سطح پایدار نشده است. بنابراین، درک رفتار قیمت مواد غذایی در واکنش به عوامل کلان اقتصادی برای سیاست‌گذاران ضروری است تا سیاست‌های مناسب را در زمان و مکان مناسب برای ثابت نگه داشتن قیمت‌های داخلی اعمال کنند. هدف اساسی این مقاله بررسی چگونگی مقابله با تورم مواد غذایی در ایران است. با توجه به ادبیات نظری، فرض بر این است که تعدادی از متغیرها از قبیل حجم پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز و درجه آزاد بودن تجاری عوامل داخلی کلیدی تورم هستند و اولین سوال این است که اثرات افزایش یا کاهش کدامیک روی تورم مواد غذایی اثر معناداری دارد؛ سوال دوم این است که کدام متغیرها تأثیر قوی‌تری را نشان می‌دهند و میزان تأثیر آنها بر تورم مواد غذایی در ایران چقدر است. آخرین سؤال به این موضوع می‌پردازد که چه نوع سیاست‌هایی را می‌توان توصیه کرد. هدف این مطالعه یافتن پاسخی برای این سوالات است. نوآوری این مطالعه را می‌توان از چندین جهت بررسی کرد. اول اینکه شرایط اقتصاد کلان به‌طور گسترده در رابطه با قیمت مواد غذایی مورد مطالعه قرار گرفته است.

جاودان و همکاران (Javdan *et al.*, 2015) نیز قیمت نفت، شاخص تولید مواد غذایی، درآمد سرانه واقعی، تجارت درون صنعت، نرخ ارز واقعی و نقدینگی را از عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران دانسته‌اند. بنابراین، بررسی ادبیات تجربی نشان می‌دهد که متغیرهای نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و درجه باز بودن تجاری را می‌توان از مهمترین عوامل داخلی مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران دانست. علاوه بر عوامل داخلی، در مطالعات دیگر قیمت جهانی نفت (Abdlaziz *et al.*, 2016; Ibrahim, 2015; Baffes & Dennis, 2013) و شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی^۱ (Long *et al.*, 2022; Wen *et al.*, 2021; Bloom, 2009) به‌عنوان عوامل جهانی (بیرونی) مؤثر بر قیمت مواد غذایی مورد توجه قرار گرفته‌اند. اکثر مطالعات تجربی موجود به‌طور ضمنی فرض تأثیر متقارن عوامل اقتصاد کلان بر قیمت مواد غذایی را حفظ می‌کنند. چنین فرضی به این معنی است که تأثیر میزان عوامل کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی (در حالت افزایش و کاهش) یکسان است. در حالی که برخی مطالعات دیگر مانند پال و میترا (Pal & Mitra, 2019)، سالیسو و همکاران (Salisu *et al.*, 2017)، سک (Sek, 2017) و نارایان و نارایان (Narayan & Narayan, 2007) مستند کرده‌اند که فرض خطی نمی‌تواند در همه موقعیت‌ها کاربرد داشته باشد. تأثیر نامتقارن عوامل کلان اقتصادی مدت‌ها مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در ادبیات تجربی تأیید شده است (Zmami & Ben-Salha, 2019). در جدول ۱، برخی از مطالعاتی که اثر نامتقارن عوامل کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی را بررسی کرده‌اند، آورده

جدول ۱- مطالعات مربوط به اثر نامتقارن عوامل کلان اقتصادی بر تورم

Table 1- Studies on the asymmetric impact of macroeconomic factors on food prices

نتیجه Result	مدل و دوره زمانی Model and time period	متغیرهای نامتقارن Asymmetric variables	نویسندگان Authors
در بلندمدت و کوتاهمدت، اثر نرخ ارز و قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در ایران نامتقارن است. In the long and short term, the effect of exchange rate and oil price on food prices is asymmetric in Iran.	NARDL 1991-2021	نرخ ارز و قیمت نفت خام Exchange rate and crude oil price	Layani & Mehrjou (2023)
در بلندمدت و کوتاهمدت، بین نرخ ارز و تورم مواد غذایی نیجریه رابطه مثبت معنادار و نامتقارن وجود دارد. In the long and short run, there is a significant and asymmetric positive relationship between the exchange rate and food inflation in Nigeria.	NARDL 2008Q1-2020Q4	نرخ ارز Exchange rate	Umar & Umar (2022)
در کوتاهمدت، انتقال قیمت نفت به تورم برزیل نامتقارن است. In the short term, the transmission of oil prices to Brazilian inflation is asymmetric.	NARDL 2000Q1-2021Q4	قیمت نفت خام Crude oil price	Osei (2022)
اثر قیمت نفت و نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف کننده و تولیدکننده در سه کشور مالزی، تایلند و اندونزی نامتقارن است. The effect of oil price and exchange rate on consumer and producer price index is asymmetric in the three countries of Malaysia, Thailand, and Indonesia.	NARDL 2010-2020	نرخ ارز و قیمت نفت خام Exchange rate and crude oil price	Husaini & Lean (2021)
در کوتاهمدت و بلندمدت، اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف کننده در ایران نامتقارن است. In the short and long run, the effect of the exchange rate on the consumer price index is asymmetric in Iran.	NARDL 1990Q1-2017Q4	نرخ ارز Exchange rate	Ezzati Shourgholi & Khodavaisi (2019)
در کوتاهمدت و بلندمدت، اثر پویای مخارج دولت، عرضه پول و نرخ ارز بر تورم اندونزی نامتقارن است. In the short and long run, the dynamic effect of government spending, money supply, and exchange rate on Indonesian inflation is asymmetric.	NARDL 1970-2017	مخارج دولت، عرضه پول و نرخ ارز Government spending, money supply and exchange rate	Sriyana (2019)
در بلندمدت، اثر قیمت نفت خام بر قیمت بین المللی مواد غذایی نامتقارن است. In the long run, the effect of oil price on international food prices is asymmetric.	NARDL 1990-2017	قیمت نفت خام Crude oil price	Zamani and Ben-Salha (2019)
در کوتاهمدت و بلندمدت، رابطه بین باز بودن تجارت و تورم در نیجریه نامتقارن است. In the short and long run, the relationship between trade openness and inflation is asymmetric in Nigeria.	NARDL 2000-2021	درجه باز بودن تجاری Trade openness	Babatunde (2017)
در بلندمدت، اثر قیمت نفت خام بر قیمت مواد غذایی مالزی متقارن و اثر تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ ارز واقعی نامتقارن است. In the long run, the effect of oil price on Malaysian food price is symmetric, and the effect of real GDP and real exchange rate is asymmetric.	NARDL 2000Q1-2016Q2	قیمت نفت خام، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی واقعی Exchange rate, crude oil price and real GDP	Wong & Shamsudin (2017)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

عموماً مجموعه داده‌های سری زمانی کشاورزی ممکن است ماهیت چندبعدی داشته باشند. به بیان دیگر، عمدتاً داده‌های سری زمانی کشاورزی ماهیت غیرخطی، نالیستا و غیر نرمال دارند. اگرچه مدل‌های سنتی رایج محبوبیت زیادی را بواسطه آسانی در محاسبات کسب نموده‌اند، اما وجود فرضیات فراوان داده‌ای تحت عنوان محدودیت‌های اصلی، زمینه کاهش دقت و افزایش میزان خطا بخصوص در مدل‌های خطی فراهم نموده است و بنابراین استفاده از مدل‌های غیر خطی در مطالعات مختلف بکار گرفته می‌شود (Haj-Seyedjavadi & Heydari, 2023). برای تجزیه و تحلیل رابطه غیر خطی بین متغیرها، چندین مدل توسعه یافته و به‌طور گسترده در بسیاری از ادبیات تجربی استفاده شده است. در میان آن‌ها، مدل ECM آستلنه‌ای (Balke & Fomby, 1997)، مدل ECM سوئیچینگ مارکوف (Psaradakis et al., 2004)، مدل رگرسیون انتقال ملایم (Kapetanios et al., 2006) و اخیراً شین و همکاران (Shin et al., 2014)، یک مدل غیر خطی ARDL را برای تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی غیرخطی توسعه داده‌اند. تجزیه و تحلیل با استفاده از سری زمانی غیرخطی ARDL دارای مزایایی است، زیرا در صورت وجود رابطه غیرخطی، همسو در نظر گرفتن مؤلفه‌های منفی و مثبت یک متغیر و تحلیل با استفاده از مدل خطی ARDL اشتباه خواهد بود. همچنین، شکست ساختاری و عدم تقارن تنها از طریق مدل غیرخطی قابل انجام است. به‌طور کلی مدل غیرخطی ARDL که توسط شین و همکاران (Shin et al., 2014) توسعه یافته است، به‌دلیل زیر ترجیح داده می‌شود: اولاً، امکان آزمون وجود همگرایی بین متغیر وابسته و مستقل وجود دارد. دوماً، می‌توان وجود هم‌انباشتگی خطی و غیرخطی را بررسی نمود. سوماً، رابطه نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مستقل و وابسته را می‌توان تخمین زد. مدل NARDL با تجزیه متغیر مستقل به مجموع جزئی مثبت و منفی به‌صورت رابطه (۲) مشخص می‌شود:

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \quad (2)$$

با پیروی از شین و همکاران (Shin et al., 2014) رگرسیون هم‌انباشتگی نامتقارن غیرخطی می‌تواند به‌صورت معادله (۳) بیان شود:

$$Y_t = \beta^+ X_t^+ + \beta^- X_t^- + \mu_t \quad (3)$$

در معادله (۳)، β^+ و β^- به‌ترتیب ضریب بلندمدت مربوط به تغییرات مثبت و منفی در متغیر X_t است. در این مطالعه مطابق با هدف در نظر گرفته شده، اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی داخلی شامل لگاریتم عرضه پول، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، لگاریتم نرخ ارز آزاد و لگاریتم درجه باز بودن تجاری به تفکیک بر تورم مواد غذایی ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد و هر یک به مجموع اجزای مثبت و منفی تفکیک می‌شوند. همچنین متغیر بیرونی شاخص

در اینجا یک رویکرد یکپارچه مورد توجه قرار گرفته و به‌طور همزمان متغیرهای کلان اصلی داخلی و جهانی در نظر گرفته شده است. دوم اینکه رابطه غیرخطی بالقوه بین مواد غذایی و عوامل کلان اقتصادی داخلی در ایران (همراه با عوامل جهانی به عنوان متغیرهای کنترلی) بررسی شده است. در نظر گرفتن این عدم تقارن مهم است، زیرا ممکن است افزایش یا کاهش یک متغیر تأثیر یکسانی بر متغیر هدف نداشته باشد. سوم اینکه بیشتر مطالعات مربوط به روابط نامتقارن، ارتباط یک عامل (متغیر) با تورم مواد غذایی در نظر گرفته است. مطالعات بسیار کمی در زمینه بررسی اثر نامتقارنی چند عامل بر تورم مواد غذایی وجود دارد و پژوهش حاضر تلاشی در این راستا برای ایران است. شاید بتوان گفت، مطالعه حاضر نخستین مطالعه‌ای باشد که اثر نامتقارنی چند عامل بر قیمت مواد غذایی در ایران را با استفاده از مدل غیر خطی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (NARDL) توسعه یافته توسط شین و همکاران (Shin et al., 2014) بررسی می‌کند.

مواد و روش‌ها

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر نامتقارن عوامل کلان اقتصادی داخلی بر قیمت مواد غذایی در ایران با استفاده از مدل غیرخطی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده می‌باشد. با توجه به مطالعات لیانی و مهرجو (Layani & Mehrjou, 2023)، عزتی شورگلی و خداویسی (Ezzati Shourgholi & Khodavaisi, 2019)، طرازکار و شیخ زین‌الدین (Tarazkar & Sheikhzeinoddin, 2019)، لانگ و همکاران (Long et al., 2022) و ون و همکاران (Wen et al., 2021)، تابع تورم مواد غذایی برای تخمین رابطه خطی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت مواد غذایی در ایران به‌صورت رابطه (۱) فرض می‌شود:

$$LFPI_t = \alpha + \beta_1 LMS_t + \beta_2 LGDPER_t + \beta_3 LRATE_t + \beta_4 LOPEN_t + \beta_5 LLEPU_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، متغیرهای $LFPI$ ، LMS ، $LGDPER$ ، $LRATE$ ، $LOPEN$ و $LLEPU$ به‌ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی، لگاریتم عرضه پول به تولید ناخالص داخلی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، لگاریتم نرخ ارز آزاد، لگاریتم درجه باز بودن تجاری و لگاریتم شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی است. رابطه (۱) فرض می‌کند که یک ترکیب خطی بین متغیرهای وابسته و مستقل برقرار است. اگر رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل غیرخطی باشد و به بیان دیگر زمانی که یک متغیر مستقل مانند X اثر نامتقارنی بر متغیر وابسته مانند Y داشته باشد، در این صورت بکار بردن فرم خطی کاربردی نخواهد داشت. این مطالعه فرض می‌کند که اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران نامتقارن است.

$\beta_{6j}LRATE_{t-j} + \beta_{7j}LEPU_{t-j} + \mu_t$
در رابطه (۹) تا (۱۲)، پارامتر p نشان‌دهنده طول وقفه بهینه انتخاب شده برای متغیر وابسته و q نشان‌دهنده طول وقفه بهینه برای متغیرهای مستقل است. همچنین ضرایب $\beta_{1i}, \beta_{2j}, \beta_{3j}, \beta_{4j}, \beta_{5j}, \beta_{6j}$ و β_{7j} نشان‌دهنده پویایی‌های کوتاه‌مدت و ضرایب $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$ و α_7 بیانگر ضرایب بلندمدت است.

رویکرد ECM در مدل NARDL را می‌توان با استفاده از آزمون کرانه‌ها ارائه شده توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) تخمین زد. مزیت این تکنیک، انعطاف‌پذیری و ساده بودن در آزمون اثر و عدم تقارن است (Bahmani-Oskooee & Fariditavana, 2016). آزمون هم‌انباشتگی در بردارنده دو مقدار بحرانی کران بالا و پایین است. هر دو مقادیر بحرانی کران بالا و پایین با آماره F آزمون ولد به منظور پی بردن به وجود هم‌انباشتگی مقایسه می‌شوند (Pesaran et al., 2001). سه نتیجه ممکن در مورد رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود دارد. اولاً، اگر آماره F آزمون والد محاسبه شده بیشتر از مقدار بحرانی کران بالا باشد، وجود هم‌انباشتگی را می‌توان پذیرفت. ثانیاً، اگر آماره F آزمون ولد کمتر از مقدار بحرانی کران پایین باشد، فرضیه صفر هم‌انباشتگی بلندمدت را نمی‌توان پذیرفت. ثالثاً، اگر آماره F آزمون ولد بین مقادیر بحرانی کران بالا و پایین قرار گیرد، تصمیم غیرقطعی خواهد بود. پس از اثبات وجود هم‌انباشتگی، پویایی کوتاه‌مدت و عبارت تصحیح خطا (ECT) توسعه می‌یابد. رویکرد تصحیح خطای غیر خطی دارای دو بخش مهم است، ضرایب کوتاه‌مدت و عبارت ECT که سرعت تعدیل را ارائه می‌دهد. برای نمونه، مدل ECT غیر خطی بکار رفته در این مطالعه برای متغیر عرضه پول به صورت رابطه (۱۳) مشخص می‌شود:

$$\Delta LFPI_t = \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} LMS_{t-j}^+ + \beta_{3j} LMS_{t-j}^- + \beta_{4j} LGDPER_{t-j} + \beta_{5j} LRATE_{t-j} + ECT_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

در رابطه (۱۳)، عبارت ECT نشان‌دهنده عبارت تصحیح خطا است و انتظار می‌رود علامت آن منفی باشد (Kayamo, 2021). در این مطالعه برای متغیر قیمت مواد غذایی از شاخص قیمت مواد غذایی ارائه شده توسط فائو (FAO, 2023) استفاده شد. همچنین داده‌های مربوط به حجم پول (درصدی از تولید ناخالص داخلی)، تولید ناخالص داخلی سرانه و درجه باز بودن تجاری از بانک جهانی (WDI, 2023) اخذ گردید. نرخ ارز غیر رسمی از سایت بانک مرکزی ایران (Central Bank of Iran, 2023) دریافت شد. شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی نیز از پایگاه <http://www.policyuncertainty.com> اخذ شده است. با توجه به دسترسی به داده‌ها، دوره زمانی در این مطالعه سال‌های ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۲ می‌باشد.

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی به‌عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته می‌شود. مطابق با مدل شین و همکاران (Shin et al., 2014)، مدل‌های ARDL نامتقارن غیر خطی مورد استفاده در این مطالعه در روابط (۴) تا (۷) ارائه شده است که تغییرات مثبت متغیر مورد نظر با علامت مثبت و تغییرات منفی آن با علامت منفی نشان داده شده است. در واقع در هر معادله دو متغیر اضافی ایجاد می‌شوند، یکی نشان‌دهنده افزایش متغیر مورد نظر با علامت مثبت و دیگری نشان‌دهنده کاهش آن با علامت منفی است که در حالت کلی به‌عنوان مجموع جزئی تغییرات مثبت و منفی در نظر گرفته شده است.

$$LFPI_t = F(LMS_t^+, LMS_t^-, LGDPER_t, LRATE_t, LOPEN_t, LEPU_t) \quad (4)$$

$$LFPI_t = F(LGDPER_t^+, LGDPER_t^-, LMS_t, LRATE_t, LOPEN_t, LEPU_t) \quad (5)$$

$$LFPI_t = F(LRATE_t^+, LRATE_t^-, LMS_t, LGDPER_t, LOPEN_t, LEPU_t) \quad (6)$$

$$LFPI_t = F(LOPEN_t^+, LOPEN_t^-, LMS_t, LGDPER_t, LRATE_t, LEPU_t) \quad (7)$$

به‌منظور تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدل NARDL، متغیر مستقل X_t به صورت رابطه (۸) به مجموع جزئی تغییرات مثبت و منفی تجزیه می‌شود.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \theta^+ X_{t-1}^+ + \theta^- X_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\delta_j^+ X_{t-j}^+ + \delta_j^- X_{t-j}^-) + \mu_t \quad (8)$$

مطابق با رابطه (۸)، مدل‌های NARDL مورد استفاده در این

مطالعه به صورت روابط (۹) تا (۱۲) توسعه داده شده است:

$$\Delta LFPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LMS_{t-1}^+ + \alpha_2 LEMS_{t-1}^- + \alpha_3 LGDPER_{t-1} + \alpha_4 LRATE_{t-1} + \alpha_5 LOPEN_{t-1} + \alpha_6 LEPU_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^q (\beta_{2j} LMS_{t-j}^+ + \beta_{3j} LMS_{t-j}^-) + \beta_{4j} LGDPER_{t-j} + \beta_{5j} LRATE_{t-j} + \beta_{6j} LOPEN_{t-j} + \beta_{7j} LEPU_{t-j} + \mu_t \quad (9)$$

$$\Delta LFPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LGDPER_{t-1}^+ + \alpha_2 LGDPER_{t-1}^- + \alpha_3 LMS_{t-1} + \alpha_4 LRATE_{t-1} + \alpha_5 LOPEN_{t-1} + \alpha_6 LEPU_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^q (\beta_{2j} LGDPER_{t-j}^+ + \beta_{3j} LGDPER_{t-j}^-) + \beta_{4j} LMS_{t-j} + \beta_{5j} LRATE_{t-j} + \beta_{6j} LOPEN_{t-j} + \beta_{7j} LEPU_{t-j} + \mu_t \quad (10)$$

$$\Delta LFPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LRATE_{t-1}^+ + \alpha_2 LRATE_{t-1}^- + \alpha_3 LMS_{t-1} + \alpha_4 LGDPER_{t-1} + \alpha_5 LOPEN_{t-1} + \alpha_6 LEPU_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^q (\beta_{2j} LRATE_{t-j}^+ + \beta_{3j} LRATE_{t-j}^-) + \beta_{4j} LMS_{t-j} + \beta_{5j} LGDPER_{t-j} + \beta_{6j} LOPEN_{t-j} + \beta_{7j} LEPU_{t-j} + \mu_t \quad (11)$$

$$\Delta LFPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LOPEN_{t-1}^+ + \alpha_2 LOPEN_{t-1}^- + \alpha_3 LMS_{t-1} + \alpha_4 LGDPER_{t-1} + \alpha_5 LRATE_{t-1} + \alpha_6 LEPU_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^q (\beta_{2j} LOPEN_{t-j}^+ + \beta_{3j} LOPEN_{t-j}^-) + \beta_{4j} LMS_{t-j} + \beta_{5j} LGDPER_{t-j} + \mu_t \quad (12)$$

نتایج و بحث

در حالت با عرض از مبدا و روند در سطح یک و پنج درصد به ترتیب $-4/28$ و $-3/56$ است. مقایسه آماره‌های محاسباتی با آماره بحرانی در سطح متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و درجه باز بودن تجاری در سطح ایستا بوده و سایر متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند و دارای مرتبه هم‌انباشتگی از مرتبه یک یا $I(1)$ هستند. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون ایستایی و نبودن متغیر از درجه انباشتگی بالاتر از یک، استفاده از رهافیت ARDL مجاز می‌باشد.

یکی از موارد لازم در تخمین مدل ARDL آن است که هیچ متغیری از مرتبه هم‌انباشتگی دو یعنی $I(2)$ نباشد. در نتیجه، نخستین گام در برآورد این مدل، بررسی ایستایی متغیرهای مدل است. از آنجا که تواتر داده‌ها به صورت سالیانه است، برای تعیین آزمون ایستایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شد که نتایج آن در جدول ۲ آمده است. مقدار بحرانی این آزمون در حالت با عرض از مبدا در سطح یک و پنج درصد به ترتیب $-3/67$ و $-2/96$ و

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مطالعه
Table 2- Results of Augmented Dickey-Fuller test for study variables

متغیرها Variables	نوع ایستایی The type of stationary	مقدار آماره ADF در سطح The statistic value of ADF in level	مقدار آماره ADF در تفاضل مرتبه اول The statistic value of ADF in difference	وضعیت ایستایی Stationary condition
لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی Log of food price index	با عرض از مبدا Intercept	0.71	-2.93**	I(1)
لگاریتم عرضه پول Log of money supply	با عرض از مبدا Intercept	-0.63	-4.08*	I(1)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه Log of GDP per capita	با عرض از مبدا و روند Intercept and trend	-4.05*	-	I(0)
لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی Log of unofficial exchange rate	با عرض از مبدا Intercept	0.81	-4.35**	I(1)
لگاریتم درجه باز بودن تجاری Log of trade openness	با عرض از مبدا Intercept	-4.92*	-	I(0)
لگاریتم شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی Log of global economic policy uncertainty index	با عرض از مبدا Intercept	-0.98	-5.95*	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش - * و **: معنی‌داری در سطح یک و پنج درصد

Source: Research findings - * and **: The significance level at the 1% and 5%

یکی از مراحل مهم در تخمین مدل NARDL، تعیین متقارن یا نامتقارنی متغیر مورد هدف در دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت است. برای این مرحله با فرض وجود نامتقارنی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت، مدل NARDL تخمین زده می‌شود و با استفاده از آزمون والد وجود نامتقارنی در بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. سه حالت برای این مرحله قابل تصور است که عبارتند از الف) وجود نامتقارنی فقط در بلندمدت، ب) وجود نامتقارنی فقط در کوتاه‌مدت و ج) وجود نامتقارنی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت. در نهایت بر اساس نوع نامتقارنی، مدل نهایی NARDL برآورد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون والد برای بررسی آزمون تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای متغیرهای مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران در جدول ۴ آمده است. در این آزمون، فرضیه‌ی صفر تقارن است. اگر مقدار p-value (مرتبط با آماره آزمون والد) کمتر از ۰.۰۵

پیش از برآورد مدل‌های خطی یا غیر خطی ARDL مربوط به هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر قیمت مواد غذایی، لازم است که وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با استفاده از آزمون کرانه‌ها بررسی شود. این مطالعه، آزمون کرانه‌های پیشنهادی توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001) را برای تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل انجام می‌دهد که نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۳ آمده است. نتایج نشان می‌دهد که آماره F محاسباتی هم برای مدل خطی ARDL و هم برای هر یک از مدل‌های غیر خطی (NARDL) متغیرهای مؤثر بر قیمت مواد غذایی (عرضه پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز آزاد و درجه باز بودن تجاری) از مقادیر بحرانی کران بالا در سطح اطمینان ۹۰ درصد بالاتر است و بنابراین وجود رابطه بلندمدت در حالت متقارن و نامتقارن تأیید می‌شود.

است. همچنین، اثر متغیر نرخ ارز غیر رسمی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت نامتقارن است. افزون بر این، اثر متغیر درجه باز بودن تجاری هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت متقارن بوده و دارای رفتار خطی است.

باشد، فرضیه‌ی صفر در سطح ۵٪ رد می‌شود و نتیجه نامتقارنی گرفته می‌شود. اگر مقدار p-value کمتر از ۰.۱۰ باشد، فرضیه‌ی صفر در سطح ۱۰٪ رد می‌شود. بر اساس نتایج این جدول، اثر متغیرهای عرضه پول و تولید ناخالص داخلی سرانه فقط در بلندمدت نامتقارن

جدول ۳- نتایج آزمون کرانه‌ها برای متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران

Table 3- Results of bounds test for macroeconomic variables affecting on food prices in Iran

نوع مدل Model type	متغیر نامتقارن Asymmetric variable	سطح اطمینان Confidence level	5%	10%	محاسباتی F آماره Calculated F-statistic
ARDL خطی متقارن Linear ARDL model		کرانه پایین Lower bound	3.88	3.21	5.74*
		کرانه بالا Upper bound	5.22	4.44	
	عرضه پول (LMS) Money supply	کرانه پایین Lower bound	2.97	2.43	4.29**
		کرانه بالا Upper bound	4.44	3.73	
NARDL	تولید ناخالص داخلی سرانه (LGDPER) GDP per capita	کرانه پایین Lower bound	3.65	3.03	5.04**
		کرانه بالا Upper bound	5.09	4.33	
	نرخ ارز غیر رسمی (LRATE) Unofficial exchange rate	کرانه پایین Lower bound	3.02	2.50	4.64*
		کرانه بالا Upper bound	4.54	3.82	
	درجه باز بودن تجاری (LOPEN) Trade openness	کرانه پایین Lower bound	3.65	3.02	4.79**
		کرانه بالا Upper bound	5.09	4.33	

مأخذ: یافته‌های پژوهش - * و **: معنی‌داری در سطح پنج و ده درصد

Source: Research findings - * and **: The significance level at the 5% and 10%

خودهمبستگی سریالی، فرم تابعی و عدم وجود واریانس بین جملات اخلاص دلالت بر این دارد که اجزای اخلاص الگوهای غیر خطی برآورد شده ویژگی‌های فروض کلاسیک رگرسیون را تأمین می‌کند و مدل‌ها قابل اعتماد و سازگار هستند.

در جدول ۵، پارامترهای α^+ و α^- به ترتیب نشان‌دهنده ضریب افزایش و کاهش عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی ایران در دوره بلندمدت در هر یک از مدل‌های NARDL است. به‌طور مشابه، پارامترهای β^+ و β^- نیز نشان‌دهنده ضریب افزایش و کاهش در دوره کوتاه‌مدت است. در ادامه، نتایج مدل ARDL خطی و مدل NARDL مربوط به اثر نامتقارنی حجم پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز آزاد و درجه باز بودن تجاری بیان می‌شود.

پس از تعیین نوع نامتقارنی هر یک از متغیرهای مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران، مدل خطی ARDL و مدل‌های NARDL برای هر یک از متغیرهای عرضه پول (LMS)، تولید ناخالص داخلی سرانه (LGDPER)، نرخ ارز (LRATE) و درجه باز بودن تجاری (LOPEN) برآورد شد و نتایج حاصل از آن در جدول ۵ آمده است. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های برآورد شده نشان می‌دهد که ویژگی‌های فروض کلاسیک رگرسیون تأمین شده است؛ به‌طوری‌که معنادار نبودن آماره آزمون خودهمبستگی سریالی نشان می‌دهد که مدل‌های برآورد شده فاقد خودهمبستگی است. مقدار آماره آزمون واریانس ناهمسانی نیز نشان می‌دهد که واریانس اجزاء اخلاص مدل برآورد شده ثابت می‌باشد. افزون بر این، اجزای اخلاصی مدل برآورد شده دارای توزیع نرمال است. همچنین، فرم تابعی هر مدل درست انتخاب شده است. بنابراین، عدم رد فرضیه‌های مربوط به توزیع جملات اخلاص، عدم وجود

جدول ۴- نتایج آزمون تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران

Table 4- Results of the symmetry test of long-run and short-run for macroeconomic variables affecting on food prices in Iran

متغیرها Variables	نوع نامتقارنی The type of asymmetry	آماره آزمون والد Wald test statistic	نتیجه Result
عرضه پول (LMS) Money supply	بلندمدت Long-run	3.13**	نامتقارن Asymmetry
	کوتاه‌مدت Short-run	1.36	مقارن Symmetry
تولید ناخالص داخلی سرانه (LGDPER) GDP per capita	بلندمدت Long-run	3.47**	نامتقارن Asymmetry
	کوتاه‌مدت Short-run	0.11	مقارن Symmetry
نرخ ارز غیر رسمی (LRATE) Unofficial exchange rate	بلندمدت Long-run	4.13*	نامتقارن Asymmetry
	کوتاه‌مدت Short-run	5.22*	نامتقارن Asymmetry
درجه باز بودن تجاری (LOPEN) Trade openness	بلندمدت Long-run	0.39	مقارن Symmetry
	کوتاه‌مدت Short-run	0.36	مقارن Symmetry

مأخذ: یافته‌های پژوهش - * و **: معنی‌داری در سطح پنج و ده درصد

Source: Research findings - * and **: The significance level at the 5% and 10%

بر اساس نتایج جدول ۵، در بلندمدت همه متغیرها دارای اثر معناداری بر تورم مواد غذایی است و نرخ ارز و عرضه پول به ترتیب دارای بیشترین و کمترین اثر بر تورم مواد غذایی است. در مدل خطی ARDL و هر یک از مدل‌های NARDL، در حالت متقارن، اثر متغیر رشد عرضه پول بر تورم مواد غذایی ایران مثبت و معنادار است، به طوری که با افزایش یک درصد عرضه پول، تورم مواد غذایی ۰/۰۳ درصد افزایش می‌یابد. در دوره کوتاه‌مدت نیز اثر رشد عرضه پول در حال متقارن، بر تورم مواد غذایی ایران مثبت و معنادار است. یافته‌های قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2023)، عزیززاده و گلخندان (Alizadeh & Golkhandan, 2016)، قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2017) و نیز اعظم‌زاده شورکی و خلیلیان (Azamzadeh Shooroki & Khalilian, 2010) نشان می‌دهد که اثر حجم پول بر قیمت مواد غذایی در ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است. عزتی شورگلی و خداویسی (Ezzati Shourgholi & Khodavaisi, 2019) نیز نتایج مشابهی را برای قیمت مواد غذایی در ایران یافتند. آکینبود و همکاران (Akinbode et al., 2021)، جیان‌شنگ (Jiansheng, 2018) و فلاکسبارث و گاریدو (Flachsbarth & Garrido, 2014) نیز دریافته‌اند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر عرضه پول بر قیمت مواد غذایی مثبت و معنادار است. نتیجه مطالعه باوا و همکاران (Bawa et al., 2020) نیز این نتیجه را برای تورم نیجریه تأیید می‌کند. خان و همکاران (Khan et al., 2019) و اسمایا و آنگره (Ismaya &

نیز نشان دادند که عرضه پول تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی نیجریه، چین و اندونزی دارد. نتایج حاصل از مدل خطی ARDL برای ایران با مطالعات فوق همخوانی دارد. اثر متغیر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در حالت متقارن بر تورم مواد غذایی ایران مثبت و معنادار است و افزایش یک درصدی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در بلندمدت، تورم مواد غذایی را ۰/۴۸ درصد افزایش می‌دهد. در دوره کوتاه‌مدت نیز رشد تولید ناخالص داخلی سرانه با اثرگذاری کمتری نسبت به دوره بلندمدت (۰/۱۱ درصد)، سبب افزایش تورم مواد غذایی ایران می‌شود. لیانی و مهرجو (Layani & Mehrjou, 2023) نشان دادند که در بلندمدت اثر تولید ناخالص سرانه بر قیمت مواد غذایی ایران مثبت و معنادار است، در حالی که در مطالعه طرازکار و شیخ ذین‌الدین (Tarazkar & Sheikhzeinoddin, 2019) نتیجه معکوسی بدست آمده است. جعفری صمیمی و فرج‌زاده (Jafari Samimi & Farajzade, 2019) نیز دریافته‌اند که تولید ناخالص داخلی در بلندمدت اثر معناداری بر قیمت مواد غذایی ایران نداشته است. نتیجه مطالعه طرازکار و شیخ ذین‌الدین (Tarazkar & Sheikhzeinoddin, 2019) برای دوره کوتاه‌مدت نیز نشان داد که افزایش تولید ناخالص داخلی با دو وقفه باعث افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. مطالعه عزتی شورگلی و خداویسی (Ezzati Shourgholi & Khodavaisi, 2019) نیز نشان داد که تولید ناخالص داخلی در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر معناداری بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران ندارد. نتایج این مقاله با مطالعه

کرونا و جنگ اوکراین) سبب افزایش تورم مواد غذایی در ایران شده است.

رویکرد NARDL این امکان را فراهم می‌کند که به‌طور همزمان روابط غیرخطی کوتاه‌مدت و بلندمدت از طریق تجزیه مجموع جزئی مثبت و منفی متغیرهای توضیحی از پیش تعیین‌شده آزمایش شود. همچنین امکان کمی‌سازی واکنش تورم مواد غذایی به شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای کلان اقتصادی را از طریق ضریب‌های پویای نامتقارن ارائه می‌دهد. در ادامه اثرات نامتقارن متغیرهای مؤثر بر تورم مواد غذایی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

با توجه به نتایج جدول ۵، اثر متغیر رشد «عرضه پول نسبت به تولید داخلی» بر تورم مواد غذایی ایران تنها در بلندمدت نامتقارن است و نشان می‌دهد که واکنش تورم مواد غذایی نسبت به افزایش و کاهش رشد عرضه پول مثبت و معنادار است، به طوری که با افزایش رشد عرضه پول، تورم مواد غذایی ۰/۲۴ درصد افزایش می‌یابد، در حالی که کاهش رشد عرضه پول منجر به کاهش تورم مواد غذایی به میزان ۰/۰۴ درصد می‌شود. اثر مثبت عرضه پول بر تورم مواد غذایی مطابق با تئوری پولی است که در آن افزایش در عرضه پول باعث افزایش نرخ تورم می‌شود. علاوه بر این، اثر افزایش رشد عرضه پول به‌طور قابل توجهی بیشتر از کاهش آن است. بسته به انتظارات عمومی، وضعیت بنیادی و توسعه اقتصاد و مکانیسم انتقال، افزایش مداوم عرضه پول یک کشور منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. بنابراین، هر چه عرضه پول برای اقتصاد بیشتر باشد، سطح قیمت نیز بالاتر خواهد بود. از این رو، انتظار داریم بین حجم پول و تورم رابطه مثبت وجود داشته باشد. در واقع عرضه پول با ایجاد تقاضای کل در بازار که قیمت مواد غذایی را بالا می‌برد، بر تورم قیمت مواد غذایی تأثیر مثبت می‌گذارد. از آنجا که حجم نقدینگی در کشور بالا بوده (و از آن به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تورم یاد می‌شود) و با توجه به ساختار اقتصادی کشور، نقدینگی کمتر به سمت تولید کالاها انتقال می‌یابد و از طرف دیگر قیمت مواد غذایی تمایل به چسبندگی به سمت بالا دارد، دور از انتظار نیست که اثر افزایش رشد عرضه پول نسبت به کاهش آن قابل توجه باشد. در دوره کوتاه‌مدت نیز اثر عرضه پول بر تورم مواد غذایی مثبت و معنادار است. شمس‌الدینی و همکاران (Shamsoddini et al., 2021) استدلال کردند که اثر حجم پول بر قیمت محصولات کشاورزی در بلندمدت نامتقارن بوده و اثر افزایش و کاهش حجم پول بر تورم قیمت محصولات کشاورزی ایران مثبت و معنادار است. همچنین رمه‌دوست بناب و همکاران (Ramedoust Bonab et al., 2023) دریافتند که اثر نقدینگی بر تورم ایران در بلندمدت نامتقارن بوده و در بلندمدت اثر افزایش آن بر تورم مثبت و اثر کاهش آن معنادار نیست. بنابراین، نتایج این مطالعه با یافته‌های شمس‌الدینی و همکاران (Shamsoddini et al., 2021) و رمه‌دوست بناب و همکاران

لیانی و مهرجو (Layani & Mehrjou, 2023) در بلندمدت و با نتایج طرازکار و شیخ‌ذین‌الدین (Tarazkar & Sheikhezainoddin, 2019) در کوتاه‌مدت همخوانی دارد، اما با نتایج جعفری صمیمی و فرج‌زاده (Jafari Samimi & Farajzade, 2019) و عزتی شورگلی و خداویسی (Ezzati Shourgholi & Khodavaisi, 2019) سازگار نیست. در مدل خطی ARDL، اثر متغیر رشد نرخ ارز بر تورم مواد غذایی ایران مثبت و معنادار بوده و افزایش یک درصدی آن سبب افزایش تورم مواد غذایی به میزان ۰/۶۸ درصد در بلندمدت می‌شود. در دوره کوتاه‌مدت، رشد نرخ ارز با اثرگذاری کمتر نسبت به دوره بلندمدت (۰/۳۶ درصد) سبب افزایش تورم مواد غذایی ایران می‌شود. نتایج قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2017)، علیزاده و گلخندان (Alizadeh & Golkhandan, 2016) و نیز اعظم‌زاده شورگی و خلیلیان (Azamzadeh Shooroki & Khalilian, 2010) نیز نشان داد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر نرخ ارز بر قیمت مواد غذایی ایران مثبت و معنادار است و نتایج این مطالعه با آنها سازگار است. اثر متغیر رشد آزادسازی تجاری در حالت مقارن بر تورم مواد غذایی ایران منفی و معنادار است و افزایش یک درصدی آن در بلندمدت، تورم مواد غذایی را به میزان ۰/۳۸ درصد کاهش می‌دهد. در دوره کوتاه‌مدت نیز رشد آزادسازی تجاری اثر منفی و معناداری بر تورم مواد غذایی دارد و میزان اثرگذاری آن نسبت به دوره بلندمدت (۰/۲ درصد) کمتر است. در این راستا، یافته‌های علیزاده و گلخندان (Alizadeh & Golkhandan, 2016) و قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2017) نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر درجه باز بودن تجاری بر قیمت مواد غذایی در ایران منفی و معنادار است. لیانی و مهرجو (Layani & Mehrjou, 2023)، قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2023) و جعفری صمیمی و فرج‌زاده (Jafari Samimi & Farajzade, 2019) نیز در بلندمدت به نتیجه مشابهی دست یافتند. افزون بر این، اسلاملوئیان و همکاران (Eslamloueyan et al., 2010) در کوتاه‌مدت برای تورم در ایران به همین نتیجه رسیده‌اند. بنابراین، نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات فوق همخوانی دارد. در مدل خطی ARDL، در بلندمدت اثر متغیر رشد نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر تورم مواد غذایی ایران مثبت و معنادار است و افزایش یک درصدی آن سبب افزایش تورم مواد غذایی به میزان ۰/۱۷ درصد می‌شود. لانگ و همکاران (Long et al., 2022) نیز به این نتیجه رسیدند که اثر متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر قیمت‌های بین‌المللی غلات مثبت و معنادار است و یافته این مطالعه با آن همخوانی دارد. اثر متغیر موهومی بحران‌های جهانی روی تورم مواد غذایی ایران در بلندمدت مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که در طی سال‌هایی که جهان با بحران‌های مختلف روبرو بوده است (از جمله جهش قیمت جهانی مواد غذایی در سال ۲۰۰۸ و ۲۰۱۱، شیوع

(Ramedoust Bonab *et al.*, 2023) (بجز معنادار نبودن اثر کاهشی حجم پول در بلندمدت) همخوانی دارد.

جدول ۵- اثرات متقارن و نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت

Table 5- The asymmetric and symmetric effects of macroeconomic variables affecting on Iran's food prices in long-run and short-run

دوره Time	متغیر Variable	NARDL model				
		ARDL model	MS	GDPER	RATE	OPEN
دوره بلندمدت Long-run	ضریب افزایش متغیر (α^+) The coefficient of increasing (α^+)	-	0.24**	0.61*	0.79*	-
	ضریب کاهش متغیر (α^-) The coefficient of decreasing (α^-)	-	0.04**	0.56*	-0.11	-
	LMS	0.03*	-	0.03*	0.03**	0.03*
	LGDPER	0.48*	0.6*	-	0.72*	0.48*
	LRATE	0.68*	0.67*	0.73*	-	0.68*
	LOPEN	-0.38**	-0.46**	-0.31**	-0.49**	-0.38**
	LEPU	0.32*	0.51*	0.30*	0.44*	0.32*
	CRISIS	0.15*	-	0.11**	0.15**	0.15*
	TREND	0.05**	-	0.04**	-	0.05**
	C	-9.85**	-11.3*	-6.04*	-9.26*	-9.85**
دوره کوتاه‌مدت Short-run	ضریب افزایش متغیر (β^+) The coefficient of increasing (β^+)	-	-	-	0.35*	-
	ضریب کاهش متغیر (β^-) The coefficient of decreasing (β^-)	-	-	-	-0.05	-
	Δ LMS	0.02*	0.02*	0.02*	0.02**	0.02*
	Δ LGDPER	0.11**	0.18*	0.11**	0.16*	0.11**
	Δ LRATE	0.36*	0.32*	0.36*	-	0.36*
	Δ LOPEN	-0.20**	-0.21**	-0.20**	-0.22**	-0.20**
	Δ LEPU	0.17*	0.21*	0.17*	0.19*	0.17*
	Δ CRISIS	0.08*	-	0.08*	0.07**	0.08*
	Δ TREND	0.03***	-	0.03***	-	0.03***
	ECM(-1)	-0.52*	-0.40*	-0.52*	-0.44*	-0.52*
	R-squared	0.86	0.81	0.86	0.84	0.86
	Adjusted R-squared	0.80	0.75	0.80	0.78	0.80
	F-statistic	17.06*	16.81*	17.06*	14.76*	17.06*
	DW-statistic	2.3	2.26	2.3	2.39	2.3
	آزمون‌های تشخیصی Diagnostic tests	Serial Correlation	0.92(0.35)	0.08(0.76)	1.6(0.23)	1.2(0.29)
Normality	0.72(0.70)	1.2(0.56)	1.5(0.48)	0.66(0.72)	0.72(0.70)	
Functional Form	2.2(0.15)	4.6(0.06)	1.5(0.23)	1.7(0.21)	2.2(0.15)	
Heteroscedasticity	1.2(0.28)	0.03(0.87)	1.1(0.31)	0.58(0.45)	1.2(0.28)	

مأخذ: یافته‌های پژوهش - *، ** و ***: معنی‌داری در سطح پنج و ده درصد

Source: Research findings - *, ** and ***: The significance level at the 1%, 5% and 10%

تولید ناخالص داخلی سرانه سبب افزایش درآمد سرانه می‌شود و افزایش درآمد سرانه نیز قدرت خرید خانوار را افزایش می‌دهد که منجر به افزایش تقاضا برای مواد غذایی و در نتیجه افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. در مطالعه ولنگ و شمس‌دین (Wong & Shamsudin, 2017) اثر تولید ناخالص داخلی بر تورم مواد غذایی و در مطالعه عامر و عامر (Umar & Umar, 2022) اثر آن بر تورم در دوره بلندمدت نامتقارن است، اما بر خلاف این مطالعه اثر افزایش و کاهش تولید ناخالص داخلی بر تورم منفی و معنادار است. باوا و

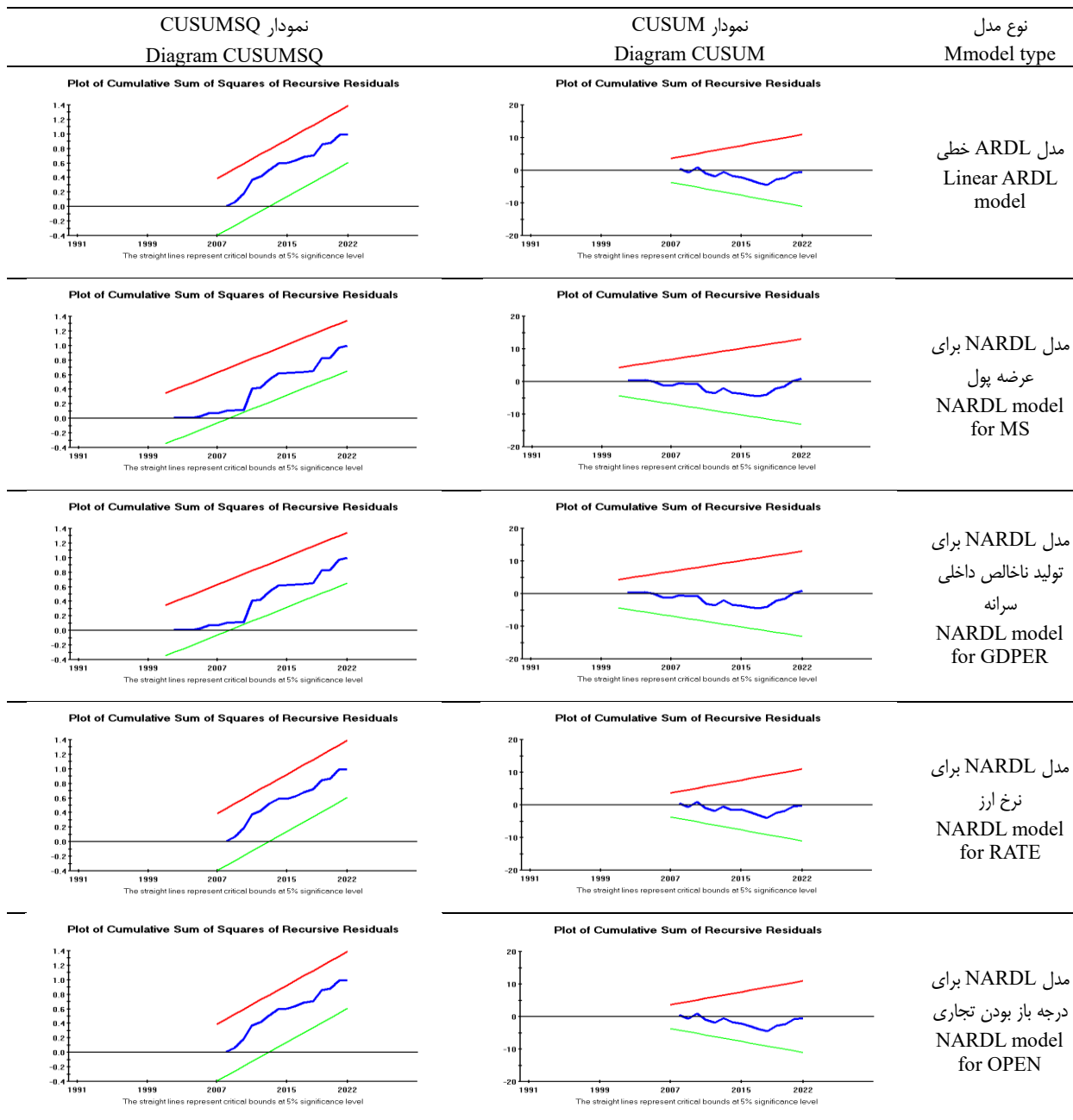
اثر متغیر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه تنها در بلندمدت بر تورم مواد غذایی ایران نامتقارن است و افزایش و کاهش این متغیر بر تورم مواد غذایی مثبت و معنادار است، به طوری که با افزایش رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم مواد غذایی ۰/۶۱ درصد افزایش می‌یابد و کاهش آن تورم مواد غذایی را ۰/۵۶ درصد کاهش می‌دهد؛ بنابراین، اثر افزایش رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر تورم مواد غذایی ایران بیشتر از اثر کاهش آن است. در دوره کوتاه‌مدت نیز رشد تولید ناخالص داخلی سرانه باعث افزایش تورم مواد غذایی می‌شود. در واقع، افزایش

محیط با نرخ ارز ناپایدار و پرنوسان مانند ایران، عدم اطمینان در انتظارات به خودی خود بر تورم داخلی تأثیر می‌گذارد. لیانی و مهرجو (Layani & Mehrjou, 2023) و شمس‌الدینی و همکاران (Shamsoddini et al., 2021) دریافته‌اند که اثر نرخ ارز بر قیمت مواد غذایی ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت نامتقارن است، به طوری که اثر افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنادار بوده اما کاهش نرخ ارز در بلندمدت دارای اثر منفی است، اما از لحاظ آماری معنادار نیست. به طور مشابه، در مطالعه عزتی شورگلی و خداویسی (Ezzati Shourgholi & Khodavaisi, 2019)، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف‌کننده نامتقارن بدست آمده و اثر افزایش نرخ ارز مثبت و معنادار بوده اما اثر کاهشی آن چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت معنادار نیست. در تحقیق رهمه‌دوست بناب و همکاران (Ramedoust Bonab et al., 2023)، در بلندمدت اثر نرخ ارز واقعی بر تورم ایران مثبت و معنادار است. قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2017) و کهنسال و هزاره (Kohansal & Hezareh, 2017) نیز نشان دادند که نرخ ارز در کوتاه‌مدت سبب افزایش تورم مواد غذایی می‌شود. یافته عامر و عامر (Umar & Umar, 2022) در نیجریه نیز نشان داد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر افزایش نرخ ارز بر تورم منفی و اثر کاهش آن مثبت و معنادار است، در حالی که وانگ و شمس‌دین (Wong & Shamsudin, 2017) به نتیجه‌ای خلاف عامر و عامر (Umar & Umar, 2022) در مالزی برای تورم مواد غذایی دست یافتند. بنابراین، یافته‌های این مطالعه با نتایج لیانی و مهرجو (Layani & Mehrjou, 2023)، شورگلی و خداویسی (Ezzati Shourgholi & Khodavaisi, 2019)، شمس‌الدینی و همکاران (Shamsoddini et al., 2021)، قهرمان‌زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al., 2017) و کهنسال و هزاره (Kohansal & Hezareh, 2017) همخوانی دارد. اثر متغیر رشد آزادسازی تجاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر تورم مواد غذایی متقارن است و این امر بدان معنی است که افزایش و کاهش آن به یک اندازه بر تورم مواد غذایی تأثیرگذار است. به بیان دیگر یک درصد رشد آزادسازی تجاری تورم مواد غذایی در دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت، تورم مواد غذایی به ترتیب ۰/۳۸ و ۰/۲۰ درصد کاهش می‌دهد. همچنین اثر این متغیر در دوره بلندمدت بیشتر از دوره کوتاه‌مدت است. اثر منفی آزادسازی تجاری بر قیمت مواد غذایی می‌تواند گویای این حقیقت باشد که بهبود روابط تجاری و کاهش تحریم‌های اقتصادی، می‌تواند منجر به کاهش قیمت مواد غذایی در داخل کشور شود. در مقابل کاهش سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی در نتیجه افزایش تحریم‌های اقتصادی در کشور، می‌تواند تورم مواد غذایی را در پی داشته باشد. با توجه به اینکه سهم مواد غذایی از بودجه خانوارهای کم درآمد بیشتر است، لذا این گروه از جامعه آسیب بیشتری از تحریم‌ها و در مقابل منفعت بیشتری از

همکاران (Bawa et al., 2020)، کوتون (Kouton, 2019) و پوتری و همکاران (Putri et al., 2019) نشان دادند که اثر تولید ناخالص داخلی به ترتیب بر تورم نیجریه، ساحل عاج و اندونزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنی‌دار است؛ اما مطالعه اولایونگبو (Olayungbo, 2021) در ۲۱ کشور در حال توسعه نشان داد که تولید ناخالص داخلی سرانه اثر معناداری بر قیمت مواد غذایی ندارد. بنابراین، نتایج این مطالعه با یافته‌های باوا و همکاران (Bawa et al., 2020)، کوتون (Kouton, 2019) و پوتری و همکاران (Putri et al., 2019) همخوانی داشته و با مطالعه اولایونگبو (Olayungbo, 2021) سازگار نیست. همچنین، این تحقیق از نظر نامتقارنی تولید ناخالص داخلی سرانه در بلندمدت با نتایج مطالعه وانگ و شمس‌دین (Wong & Shamsudin, 2017) همخوانی دارد. اثر متغیر نرخ ارز هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت بر تورم مواد غذایی ایران نامتقارن است؛ واکنش تورم مواد غذایی در بلندمدت و کوتاه‌مدت نسبت به افزایش نرخ ارز مثبت و معنادار است، در حالی که اثر کاهش نرخ ارز بر تورم مواد غذایی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت منفی بوده اما از لحاظ آماری معنادار نیست. مقدار ضریب افزایش نرخ ارز در دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب برابر ۰/۷۹ و ۰/۳۵ است و بیانگر آن است که با افزایش یک درصدی نرخ ارز تورم مواد غذایی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۳۵ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین، اثر افزایش نرخ ارز بر تورم مواد غذایی در بلندمدت بیشتر از اثر آن در کوتاه‌مدت است. همچنین، ضریب افزایش نرخ ارز بیشترین اثر را بر تورم مواد غذایی دارد و به طور قابل توجهی بیشتر از اثر کاهش آن است (ضریب کاهش نرخ ارز آزاد در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۱۱- و ۰/۰۵- درصد است). در ایران، هر زمان که ارزش پول داخلی نسبت به ارز خارجی کاهش می‌یابد، افزایش نرخ تورم مواد غذایی رخ می‌دهد. نرخ ارز از کانال واردات و صادرات می‌تواند قیمت مواد غذایی را افزایش دهد. از منظر صادرات، زمانی که نرخ ارز افزایش می‌یابد، تمایل بازرگانان و صادرکنندگان برای صادرات محصولات غذایی بیشتر شده و در نتیجه ممکن است کاهش عرضه داخلی مواد غذایی منجر به افزایش قیمت مواد غذایی در داخل باشد. از منظر واردات، افزایش نرخ ارز می‌تواند از طریق نهاده‌های وارداتی (مانند نهاده‌های دام و طیور، کود، سم، دارو و ...) هزینه تولید مواد غذایی را افزایش دهد و در نتیجه موجب افزایش قیمت مواد غذایی در داخل شود. افزون بر این، کاهش نرخ ارز با کاهش هزینه واردات نهاده‌های مربوط به تولید کالاهای کشاورزی می‌تواند منجر به کاهش قیمت مواد غذایی در بازار داخلی شود. علاوه بر این، سیستم ارز مختلط در ایران، قدرت بانک مرکزی را تضعیف کرده و سبب کاهش ارزش پول ملی می‌شود. همچنین تأثیرپذیری بیش از حد نرخ ارز از بحران‌های مالی، باعث آشفتگی اقتصادی و مالی می‌شود. در مجموع در اقتصاد ایران، حساسیت قیمت‌ها به تغییرات نرخ ارز زیاد است و در یک

می‌شود. رابطه معکوس بین درجه باز بودن و تورم گویای آن است که فرضیه رومر (۱۹۹۳) برای ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت معتبر است.

آزادسازی تجاری خواهند برد. بازار محصولات غذایی زمانی رقابتی‌تر می‌شوند که کشورهای طرف تجارت‌فعالیت‌های تجاری با یکدیگر را افزایش دهند و چنین رقابتی منجر به کاهش قیمت کالاهای غذایی



شکل ۲- نمودارهای ثبات ساختاری مدل خطی و غیرخطی ARDL برای متغیرهای کلان اقتصادی موثر بر قیمت مواد غذایی در ایران
Figur 2- Structural stability diagrams of ARDL and NARDL model for macroeconomic variables affecting on food prices in Iran

مأخذ: یافته‌های تحقیق
Source: Research findings

یافته این مطالعه مبنی بر اثر منفی درجه باز بودن تجاری با نتایج لیدیما (Lidiema, 2020)، میر و همکاران (Meyer et al., 2018) و فلاکسبارث و گاریدو (Flachsbarth & Garrido, 2014) همخوانی دارد. به طور کلی تأثیر متغیرهای کنترلی بر تورم مواد غذایی در هر یک از مدل‌های NARDL این دیدگاه را تأیید می‌کند که محیط اجتماعی-اقتصادی نقش مهمی در توضیح تورم مواد غذایی در کشورهای واردکننده خالص مواد غذایی ایفا می‌کند و سیاست‌گذاران در این کشورها می‌توانند سیاست‌های خود را بر اساس سایر متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده در این مطالعه مورد توجه قرار دهند. فارغ از اثر معناداری، در حالت کلی مقایسه ضرایب افزایش متغیرها با کاهش آنها هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که بجز متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، اثر افزایش حجم پول، نرخ ارز آزاد و درجه باز بودن تجاری بر تورم مواد غذایی بیشتر از کاهش آنهاست. در دوره کوتاه‌مدت، ضریب تصحیح خطا که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، برای مدل خطی ARDL و هر یک از مدل‌های NARDL در دامنه (۰/۵۲، ۰/۴۰) قرار دارد. این ضریب دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ مقداری نیز بیانگر سرعت متوسط فرآیند تعدیل شوک‌های وارده در دوره کوتاه‌مدت است. در واقع در حدود ۴۰ تا ۵۰ درصد انحرافات از تعادل ناشی از مدل‌ها در طی یک سال تعدیل می‌شود.

آزمون‌های تشخیصی، برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحقیق برای ثبات ضرایب برآوردی، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ مورد بررسی قرار گرفت. در این آزمون‌ها فرضیه صفر مبنی بر ثبات پارامترها در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون می‌شود. در صورتی که آماره آزمون در بین دو خط مستقیم قرار گیرند، فرضیه صفر یعنی ثبات ضرایب پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های مذکور برای مدل‌های برآوردی در شکل ۲ نشان داده شده است. از آنجا که پارامتر محاسباتی در داخل محدوده خطوط راست قرار گرفته است، لذا پارامترهای برآوردی در سطح معنی‌داری ۵ درصد از ثبات برخوردارند. علاوه بر این، نمودار CUSUMSQ نشان‌دهنده غلبه شوک مثبت عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی ایران نیز می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

قیمت مواد غذایی شاخص مهمی از رفاه جامعه است و تورم مواد غذایی می‌تواند فقر در اقتصادهای در حال توسعه را عمیق‌تر کند. امروزه تورم و بخصوص تورم مواد غذایی در ایران همچنان به صورت یک ابرمشکل باقی مانده است و سیاست‌گذاران و مسئولین همواره در تلاش‌اند تا مشکل مزمن تورم مواد غذایی را کاهش دهند، اما

سیاست‌های اجرا شده در این راستا موفق به کاهش تورم مواد غذایی به سطح پایدار و قابل قبول نشده است. بنابراین، درک رفتار قیمت مواد غذایی در واکنش به عوامل کلان اقتصادی برای سیاست‌گذاران ضروری است. در این راستا در این مقاله اثر نامتقارن متغیرهای کلان اقتصادی (حجم پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز و درجه باز بودن تجاری) مؤثر بر تورم مواد غذایی در ایران با استفاده از رویکرد غیر خطی ARDL بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها در حالت خطی و غیر خطی در مدل ARDL نشان داد که میان متغیرهای کلان اقتصادی شامل حجم پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز، درجه باز بودن تجاری، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی و قیمت مواد غذایی در ایران رابطه بلندمدت وجود دارد. افزون بر این، نتایج آزمون‌های تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از آزمون والد نشان داد که اثر متغیر نرخ ارز آزاد بر تورم مواد غذایی ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت نامتقارن است، در حالی که اثر متغیرهای عرضه پول و تولید ناخالص داخلی سرانه فقط در بلندمدت نامتقارن است؛ اثر متغیر درجه باز بودن تجاری هم در کوتاه‌مدت و در بلندمدت متقارن بوده و دارای رفتار خطی است. نتایج حاصل از برآورد مدل خطی ARDL نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر رشد متغیرهای حجم پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ ارز و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی بر تورم مواد غذایی ایران مثبت و معنادار است در حالی که اثر باز بودن تجاری منفی و معنادار است. نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL نیز نشان داد که واکنش تورم مواد غذایی نسبت به افزایش و کاهش رشد عرضه پول و تولید ناخالص داخلی مثبت و معنادار است و افزایش آنها بر تورم مواد غذایی بیشتر از اثر کاهش آنهاست. واکنش تورم مواد غذایی در بلندمدت و کوتاه‌مدت نسبت به افزایش نرخ ارز آزاد مثبت و معنادار است، در حالی که اثر کاهش نرخ ارز آزاد در بلندمدت و در کوتاه‌مدت منفی بوده اما از لحاظ آماری معنادار نیست و نیز اثر افزایش نرخ ارز آزاد بر تورم مواد غذایی در بلندمدت بیشتر از اثر آن در کوتاه‌مدت است. اثر متغیر درجه باز بودن تجاری بر تورم مواد غذایی متقارن بوده و افزایش آن سبب کاهش تورم مواد غذایی در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌شود.

مرتبط نمودن قیمت محصولات کشاورزی با شرایط بازار و آزادسازی بازار این محصولات روش مناسبی برای هماهنگ کردن اثرات سیاست‌های کلان و سیاست‌های خاص کشاورزی است که باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. با توجه به اهمیت بخش کشاورزی، سیاست‌های اقتصادی دولت در رابطه با قیمت مواد غذایی از اهمیت و حساسیت بالایی برخوردار خواهد بود. با توجه به نتایج حاصله موارد زیر برای مدیریت و کاهش تورم مواد غذایی در ایران پیشنهاد می‌شود.

۱- نتایج نشان داد که در حالت متقارن افزایش عرضه پول باعث

تورم مواد غذایی را کنترل کند.

۳- واکنش قیمت مواد غذایی نسبت به تغییرات نرخ ارز حالت متقارن مثبت و معنادار است و در حالت نامتقارن تنها افزایش نرخ ارز آزاد سبب افزایش قیمت مواد غذایی شده و کاهش آن اثر معناداری ندارد. پیشنهاد می‌شود که دولت با اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب و عدم افزایش آن برای جبران کسری بودجه به منظور جلوگیری از افزایش غیر منطقی نرخ ارز غیر رسمی، اعطای اختیارات نقش آفرینی بیشتر به بانک مرکزی در جهت کنترل نرخ ارز و اقدامات و سیاست‌های مناسب در جهت کاهش وابستگی به نهادهای واسطه‌ای وارداتی زمینه کنترل و پایداری نوسانات قیمت مواد غذایی در کشور را فراهم کند.

۴- بر اساس نتایج حاصله، قیمت مواد غذایی در اثر باز شدن تجارت کاهش می‌یابد. باز بودن تجارت بین‌المللی باید یک عنصر اساسی در ترکیب سیاست‌ها برای افزایش امنیت غذایی باشد. در این زمینه با افزایش درجه باز بودن اقتصاد از راه کاهش تعرفه‌ها و محدودیت‌ها می‌توان با افزایش قیمت مواد غذایی مقابله کرد، اما باید به پیامدهای آن بر سایر بخش‌های اقتصاد و چگونگی اجرای آن توجه نمود به‌ویژه اثری که ممکن است بر اشتغال و تولید داخلی داشته باشد.

افزایش تورم مواد غذایی می‌شود و در حالت نامتقارن اثر افزایش عرضه پول نسبت به اثر کاهش آن در بلندمدت به میزان بیشتری سبب افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. با توجه به وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، کسری‌های بودجه، کنترل نرخ ارز از سوی بانک مرکزی و همچنین سیاست‌های بانکی در مورد اعطای تسهیلات و نرخ سود، زمینه برای وقوع شوک‌های پولی در اقتصاد کشور فراهم است. بنابراین، طراحی سیاست‌های مؤثر در مدیریت عرضه پول برای برخورداری حجم نقدینگی کشور از روند طبیعی و متناسب، در دستور قرار دادن استقلال بانک مرکزی و اصلاحات قوانین و مقررات به منظور اصلاح ناترازی‌های پایه پولی و نیز سیاست‌های نرخ بهره، نسبت ذخیره قانونی و عملیات بازار باز مناسب در این زمینه پیشنهاد می‌شود.

۲- بر اساس نتایج، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه در حالت متقارن منجر به افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود و در حالت نامتقارن همانند عرضه پول، اثر افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه نسبت به اثر کاهش آن در بلندمدت به میزان بیشتری سبب افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. در این زمینه ذخیره غلات غذایی در طول فصل برداشت و افزایش موجودی مواد غذایی با ایجاد یک سیستم سردخانه گسترده و تقویت انبارهای بزرگ نیز از طریق تامین تقاضا می‌تواند

References

1. Abdlaziz, R.A., Khalid, A.R., & Peter, A. (2016). Oil and food prices co-integration nexus for Indonesia: A non-linear autoregressive distributed lag analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(1), 82-87.
2. Adams, S.O., Awujoola, A., & Alungudu, A.I. (2014). Modeling Nigeria's consumer price index using ARIMA model. *International Journal of Development and Economic Sustainability*, 2(2), 37-47.
3. Akinbode, S.O., Olabisi, J., Adekunle, C.P., & Jimoh, O.M. (2021). Macroeconomic variables and food price inflation in Nigeria (1980-2018). *Journal of Rural Economics and Development*, 23(1), 1-11. <http://doi.org/10.22004/ag.econ.313621>
4. Alieva, M. (2019). Do global oil prices drive domestic food prices? Evidence from the Middle East countries. Swedish University of Agricultural Sciences, Department of Economics, ISSN: 1401-4084, Online publication: <http://stud.epsilon.slu.se>
5. Alizadeh, M., & Golkhandan, A. (2016). Investigating and comparing the asymmetric impact of oil price shocks on food prices in oil exporting and importing countries. *Journal of Economic Research and Regional Development*, 24(14), 122-147. (In Persian). <http://doi.org/10.22067/erd.v24i14.60586>
6. Amaglobeli, D., Gu, M., Hanedar, E., Hong, G.H., & Thevenot, C. (2023). Policy responses to high energy and food prices. *IMF Working Papers* No. 2023/074.
7. Avalos, A. (2015). Household consumption response to food price shocks and the vulnerability of the poor in Mexico. *Journal of International Development*, 28(8), 1294-1312.
8. Ayhan, F., & Kartal, M.T. (2021). The macroeconomic drivers of non-performing loans (NPL): evidence from selected countries with heterogeneous panel analysis. *MANAS Journal of Social Studies*, 10(2), 986-999. <https://ssrn.com/abstract=3829558>
9. Azamzadeh Shooroki, M., & Khalilian, S. (2010). Study of monetary policies effect on food price in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 24(2), 177-184. (In Persian). <http://doi.org/10.22067/jead2.v1389i2.3933>
10. Babatunde, M.A. (2017). Trade openness and inflation in Nigeria: A nonlinear ARDL analysis. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 8(24), 129-148. ISSN 2222-2855 (Online)
11. Baffes, J., & Dennis, A. (2013). Long-term drivers for food prices. The World Bank Policy Research, *Work Paper* No. 6455.
12. Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open*

- Economies Review*, 27(1), 51-70. <https://doi.org/10.1007/s11079-015-9369-5>
13. Balke, N.S., & Fomby, T.B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3), 627-645. <https://doi.org/10.2307/2527284>
 14. Bawa, S., Abdullahi, I.S., Tukur, D., Barda, S.I., & Adams, Y.J. (2020). Asymmetric impact of oil price on inflation in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 11(2), 85-113. <https://doi.org/10.33429/Cjas.11220.4/8>
 15. Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Journal of Econometrics*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
 16. Bogmans, Ch., Pescatori, A., & Prifti, E. (2021). Income versus prices: how does the business cycle affect food (in)-security? *IMF Working Paper No. 2021/238*. <https://ssrn.com/abstract=4026440>
 17. Ceballos, F., Hernandez, M.A., Minot, N., & Robles, M. (2017). Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries. *Journal of World Development*, 94, 305-320. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.01.015>
 18. Central Bank of Iran. (2023). <https://www.cbi.ir/page/4275.aspx>
 19. Chen, D., Gummi, U.M., Lu, S.B., & Mu'azu, A. (2020). Modelling the impact of oil price fluctuations on food price in high and low-income oil exporting countries. *Journal of Agricultural Economics*, Czech, 66, 458-468. <https://doi.org/10.17221/197/2020-AGRICECON>
 20. Dávila, O.G. (2010). Food security and poverty in Mexico: The impact of higher global food prices. *Food Security*, 2, 383-393.
 21. Depren, Ö., Kartal, M.T., & Depren, S.K. (2021). Recent innovation in benchmark rates (BMR): evidence from influential factors on Turkish Lira overnight reference interest rate with machine learning algorithms. *Journal of Financial Innovation*, 7(1), 1-20. <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00245-1>
 22. Eslamloueyan, K., Shafiee Sarvestani, M., & Jafari, M. (2010). The impact of trade openness on main macroeconomic variables in Iran (1961-2007). *Iranian Journal of Economic Research*, 14(43), 1-21. https://ijer.atu.ac.ir/article_3445.html
 23. Ezzati Shourgholi, A., & Khodavaisi, H. (2019). Investigating the asymmetric exchange rate pass through to domestic prices. *Iranian Journal of Economic Strategy*, 8(30), 161-200. (In Persian)
 24. Flachsbarth, I., & Garrido, A. (2014). The effects of agricultural trade openness on food price transmission in Latin American countries. *Spanish Journal of Agricultural Research*, 12(4), 927-940. <https://doi.org/10.5424/sjar/2014124-6292>
 25. Food and Agriculture Organization (FAO). (2023). FAOSTAT. <https://www.fao.org/faostat/en/#home>
 26. Garcimartín, C., Astudillo, J., & Martínez, A. (2021). Inflation and income distribution in Central America, Mexico, Panama, and the Dominican Republic. *Review of Development Economics*, 25(1), 315-339.
 27. Ghahremanzadeh, M., Pishbahar, E., & Khalili-Malekshahi, S. (2017). The effect of macroeconomic variables on food inflation in Iran: An application of structural vector error correction model (SVECM). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(4), 773-784. (In Persian). <https://doi.org/10.22059/ijaedr.2016.61308>
 28. Ghahremanzadeh, M., Samadpour, M., & Hosseinzad, J. (2023). The effects of agricultural trade openness on food price in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 36(4), 363-376. (In Persian). <https://doi.org/10.22067/jead.2022.73620.1098>
 29. Haj-Seyedjavadi, M., & Heydari, R. (2023). Applying hybrid models based on deep machine learning in smart agriculture (case study: forecasting the future price of pistachios). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 37(3), 289-307. (In Persian). <https://doi.org/10.22067/jead.2023.79545.1165>
 30. Husaini, D.H., & Lean, H.H. (2021). Asymmetric impact of oil price and exchange rate on disaggregation price inflation. *Journal of Resources Policy*, 73, 102175, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102175>
 31. Ibrahim, M.H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. *Journal of Agricultural and Food Economics*, 3(1), 1-14. <https://doi.org/10.1186/s40100-014-0020-3>
 32. Ismaya, B.I., & Anugrah, D.F. (2018). Determinant of food inflation: The case of Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 21(1), 81-94. <https://doi.org/10.21098/bemp.v21i1.926>
 33. Jafari Samimi, A., & Farajzade, Z. (2019). Factors affecting food price index in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 11(41), 1-16. (In Persian). <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1398.11.41.1.6>
 34. Javdan, E., Raheli, H., & Naghdi, R. (2015). Analysis of factors affecting food price in Iran with emphasis on oil shocks. *Iranian Journal of Agricultural Economics Research*, 7(26), 179-195. (In Persian). <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1394.7.26.10.7>
 35. Jiansheng, L. (2018). The effect of money supply on the prices of different agricultural products. *Journal of Agriculture and Life Sciences*, 5(2), 51-56. <https://doi.org/10.30845/jals.v5n2p8>
 36. Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2006). Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models. *Journal of Econometric Theory*, 279-303. <https://doi.org/10.1017/S0266466606060129>
 37. Kartal, M.T., & Depren, Ö. (2023). Asymmetric relationship between global and national factors and domestic food prices: evidence from Turkey with novel nonlinear approaches. *Journal of Financial Innovation*, 9, 11.

- <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>
38. Kayamo, S.E. (2021). Asymmetric impact of real exchange rate on inflation in Ethiopia: a non-linear ARDL approach. *Journal of Cogent Economics and Finance*, 9:1, 1986931, <http://doi.org/10.1080/23322039.2021.1986931>
 39. Khan, K., Yousaf, H., Mohammad, N., Khan, M., & Thao, D.T. (2019). Nexus between money supply and food prices: An empirical evidence from China. *Journal of Innovative Sciences*, 5(1), 36-39. <https://doi.org/10.17582/journal.jis/2019/5.1.36.39>
 40. Kohansal, M.R., & Hezareh, R. (2017). The impacts of oil price shocks, exchange rate on food prices in urban areas of Iran. *Agricultural Economics Research*, 8(32), 171-190. <http://doi.org/20.1001.1.20086407.1395.8.32.9.5>
 41. Köse, N., & Ünal, E. (2022). The effects of the oil price and temperature on food inflation in Latin America. *Journal of Environment, Development and Sustainability*, 1-27. <http://doi.org/10.1007/s10668-022-02817-2>
 42. Kouton, J. (2018). An asymmetric analysis of the relationship between openness and inflation in Côte d'Ivoire. *International Journal of Economics and Financial Issues*, ISSN: 2146-4138. <https://doi.org/10.32479/ijefi.7095>
 43. Layani, Gh., & Mehrjou, S. (2023). Asymmetric effects of exchange rate and oil price changes on food and agricultural product prices in Iran: application of NARDL approach. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 37(1), 35-48. (In Persian). <http://doi.org/10.22067/jead.2022.74721.1113>
 44. Lee, H., & Park, C. (2013). International transmission of food prices and volatilities: a panel analysis. *Asian Development Bank Economics Working Paper Series No.363*.
 45. Lidiema, C. (2020). Trade openness and crude oil price effects on food inflation: examining the Romer hypothesis in Kenya. *Journal of World Economic Research*, 9(2), 81-90. <https://doi.org/10.11648/j.jwer.20200902.12>
 46. Long, S., Li, J., & Luo, T. (2022). The asymmetric impact of global economic policy uncertainty on international grain prices. *Journal of Commodity Markets*, 30, 100273. <https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2022.100273>
 47. Meyer, D.F, Sanusi, K.A., & Hassan, A. (2018). Analysis of the asymmetric impacts of oil prices on food prices in oil-exporting, developing countries. *Journal of International Studies*, 11(3), 82-94. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2018/11-3/7>
 48. Montes-Rojas, G., & Toledo, F. (2021). External shocks and inflationary pressures in Argentina: a post-keynes-ian-structuralist empirical approach. *Journal of Review of Political Economy*, 34, 789-80.
 49. Narayan, S., & Narayan, P.K. (2007). Understanding asymmetries in macroeconomic aggregates :The case of Singapore. *Journal of Applied Economics Letters*, 14, 905-908. <https://doi.org/10.1080/13504850500461563>
 50. Olayungbo, D., & Hassan, W. (2016). Effects of oil price on food prices in developing oil exporting countries: a panel autoregressive distributed lag analysis. *Journal of OPEC Energy Review*, 40(4), 397-411. <https://doi.org/10.1111/opec.12090>
 51. Olayungbo, D.O. (2021). Global oil price and food prices in food importing and oil exporting developing countries: A panel ARDL analysis. *Journal of Heliyon*, 7(3), e06357. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e06357>
 52. Osei, J.O. (2022). The asymmetric impact of oil price dynamics on inflation in Brazil. *European Journal of Economics*, 2(2), 39-50. <https://doi.org/10.33422/eje.v2i2.251>
 53. Pal, D., & Mitra, S.M. (2019). Asymmetric oil price transmission to the purchasing power of the U.S. dollar: a multiple threshold NARDL modelling approach. *Journal of Resource Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101508>
 54. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
 55. Psaradakis, Z., Sola, M., & Spagnolo, F. (2004). On Markov error-correction models, with an application to stock prices and dividends. *Journal of Applied Econometrics*, 19(1), 69-88. <https://doi.org/10.1002/jae.729>
 56. Putri, K.N., Fitrawaty, & Ayu, S.F. (2019). Analysis of the effect of gross domestic product and price of food commodities on inflation in Indonesia. In *Proceedings of the 1st Unimed International Conference on Economics Education and Social Science (UNICEES 2018)*, pages 473-480. <https://doi.org/10.5220/0009502404730480>
 57. Ramedoust Bonab, M., Alomran, R., Panahian, H., & Asgharpour, H. (2023). Investigating the asymmetric effects of monetary policy on the macroeconomic variables of Iran in the short and long-term using the NARDL technique. *Economic Growth and Development Research*, 13(50), 28-13. <https://doi.org/10.30473/egdr.2022.57978.6179>
 58. Ruel, M., Garrett, J.L., Hawkes, C., & Cohen, M.J. (2010). The food, fuel, and financial crises affect the urban and rural poor disproportionately: a review of the evidence. *Journal of Nutrition*, 140(1), 170-176.
 59. Salisu, A.A., Isah, K.O., Oyewole, O.J., & Akanni, L.O. (2017). Modelling oil price-inflation nexus: the role of asymmetries. *Journal of Energy*, 125, 97-106. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.02.128>
 60. Samal, A., Ummalla, M., & Goyari, Ph. (2022). The impact of macroeconomic factors on food price inflation: An evidence from India. *Future Business Journal*, 8, 15. <https://doi.org/10.1186/s43093-022-00127-7>
 61. Sarwar, M.N., Hussain, H., & Maqbool, M.B. (2020). Pass through effects of oil price on food and non-food prices in Pakistan: A nonlinear ARDL approach. *Journal of Resources Policy*, 69, 101876. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101876>
 62. Sek, S.K. (2017). Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: Evidence from

- linear and nonlinear ARDL modeling. *Journal of Energy*, 130, 204-17. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.03.152>
63. Shamsoddini, S., Ghobadi, S., & Daei-karimzadeh, S. (2021). Impact of monetary policy and exchange rate shocks on price of agricultural products in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 35(1), 93-104. <https://doi.org/10.22067/jead.2021.67922.1007>
 64. Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: Sickles, R.C., Horrace, W.C., eds. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*. New York, NY: Springer. P:281-314. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1807745> or <https://doi.org/10.2139/ssrn.1807745>
 65. Sriyana, J. (2019). Price stabilization policy in an emerging economy: An asymmetric approach. *Journal of International Studies*, 12(2), 165-181. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2019/12-2/10>
 66. Tarazkar, M.H., & Sheikhzeinoddin, A. (2019). The impacts of asymmetric oil shocks on agricultural commodity price: Application of nonlinear autoregressive distributed lags (NARDL) approach. *Iranian Journal of Agricultural Economics Research*, 11(41), 81-100. (In Persian). <https://doi.org/20.1001.1.20086407.1398.11.41.5.0>
 67. Tiwari, A.K., Rabeh, K., Sakiru, A.S., & Muhammad, S. (2018). Analyzing the time-frequency lead-lag relationship between oil and agricultural commodities. *Journal of Energy Economics*, 76, 470-94. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.10.037>
 68. Umar, U.A., & Umar, A. (2022). Effects of exchange rate on food Inflation in Nigeria: a non-linear ARDL approach. *Gusau International Journal of Management and Social Sciences*, 5(1), 195-209. <https://www.researchgate.net/publication/362219290>
 69. Wen, J., Khalid, S., Mahmood, H., & Zakaria, M. (2021). Symmetric and asymmetric impact of economic policy uncertainty on food prices in China: A new evidence. *Journal of Resources Policy*, 74, 102247. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102247>
 70. Wong, K.K.S., & Shamsudin, M.N. (2017). Impact of crude oil price, exchange rates and real GDP on Malaysia's food price fluctuations: symmetric or asymmetric? *International Journal of Economics and Management*, 11(1), 259-275. ISSN 1823-836X.
 71. World Development Indicators (WDI). (2023). <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&country=ARE>
 72. Zmami, M., & Ben-Salha, O. (2019). Does oil price drive world food prices? Evidence from linear and nonlinear ARDL modeling. *Journal of Economics*, 7(1), 12. <https://doi.org/10.3390/economics7010012>