Macroeconomics
Research Letter

Volume 17. Issue 36. Winter. 2022. Pages 7 to 38.

Research Paper

Evaluating the Simultaneity of Food Prices Cycle with Oil and Gold Prices

Yadollah Dadgar [*1], Fatemeh Fahimifar[2], Rouhollah Nazari[3]

[1] Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email: y_dadgar@sbu.ac.ir
[2] Ph.D. in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, Email: fatemehfahimifar@gmail.com
[3] Ph.D. in Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran, Email: rnazari2004@gmail.com

10.22080/IEJM.2023.25268.1961

Received:
April 10, 2023
Accepted:
August 5, 2023
Available online:
December 17, 2022

Keywords:
Markov-switching models with component structure, food price, oil price, gold price.
JEL Classification:
E30, N20, O13, Q02, Q11, Q41

Abstract

The relationship of variables is one of the important topics in economic literature. Investigating the effect of global oil and metal prices on the increase in food prices in recent years has attracted the attention of policymakers. Therefore, this research analyzes food, oil, and gold cycles using Markov-switching models and determines the correlation between the cycles from 1995 to 2022. Based on the results, the correlation between food, gold, and oil prices is positive. Moreover, the relationship between food and gold prices in regime zero (boom) and between food and oil prices in regime one (recession) has a stronger link. In oil price models, the length of increasing periods is more extended than decreasing periods, but in gold models, it is the opposite. According to the technical accuracy and strength of the models and methods of this article, considering the relationship between food prices on the one hand and oil and gold prices on the other hand, the results of this study can have significant impacts on public and private sector policymaking.

*Corresponding Author: Yadollah Dadgar
Address: Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
Email: y_dadgar@sbu.ac.ir
Tel: +989128118561

Extended Abstract

1. Introduction

Following the high and fluctuating food inflation in the economy of various countries, including advanced countries, emerging countries, and even developing countries in the last decade, policymakers and researchers are facing the question of what factors have caused the increase in food inflation. One of the most significant issues that were the focus of the relevant investigations in response to the abovementioned question is the close relationship between the various financial and economic variables. Economic and financial markets have complex relationships with nonlinear and multivariable frameworks, and various factors influence them. Concerning inflation, the communication capacity of that market with other related markets is also important. Therefore, the purpose of this study is to evaluate the simultaneity of food price cycles and the existence of any relationship between the market and the price of gold and oil.

2. Methods

The present research followed Markov-switching models and the non-parametric indices method. The variables of the food price index, energy price index, non-energy price index, metal price index, metal and mineral price index, precious metal price index, gold price, and West Texas Intermediate oil price were used in this study. Monthly data from February 1995 to August 2022 was provided by FAO and the World Bank. For evaluating the simultaneity of food cycles and investigating the existence of any relationship between food inflation and gold and oil prices, this research used Markov-switching patterns to identify and analyze the cycles in the research variables. Then, by using the non-parametric index, it determined the correlation between the desired cycles in the mentioned period.

3. Results

The results revealed that the food price index has symmetrical conditions in terms of boom-and-bust regimes, but for other variables, the length of periods of decreasing and increasing regimes are asymmetric. In addition, the relationship between the food price index and oil price in regime one (recession) is stronger than the other variables.

4. Conclusion

In economics, it is essential to study the relationships between markets and variables associated with significant fluctuations. Knowing these relationships helps policymakers make appropriate random variable predictions while modifying the behavior pattern. Considering the simultaneity of food cycles with price indices (gold, metals, and oil prices) and the effectiveness of the food price index in other markets, it is suggested to use the supporting policies in the short run to prevent the reduction of accessible food. In the long run, by allocating part of the government's resources and budget along with motivating the private sector to invest in infrastructure and applying new technology in the agricultural sector, it is possible to have sustainable food production.

Funding

There is no funding support.

Authors' Contribution

The authors contributed equally to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the

content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

Conflict of Interest

The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

The authors appreciate all the scientific consultants in this paper.

علمی

ارزیابی همزمانی سیکل‌های قیمت مواد غذایی با قیمت نفت و طلا

یداله دادگر[1*]، فاطمه فهیمی‌فر[2]، روح‌اله نظری[3]

[1] استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، ایمیل: y_dadgar@sbu.ac.ir
[2] دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، ایمیل: fatemehfahimifar@gmail.com
[3] دکتری اقتصاد انرژی دانشگاه فردوسی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران، ایمیل: rnazari2004@gmail.com

10.22080/IEJM.2023.25268.1961

تاریخ دریافت:
۲۱ فروردین ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش:
۱۴ مرداد ۱۴۰۲
تاریخ انتشار:
۲۶ آذر ۱۴۰۱

کلیدواژه ها:
الگوهای مارکف-سوئیچینگ با ساختار مؤلفه‌ای، قیمت مواد غذایی، قیمت نفت، قیمت طلا.

طبقه‌بندی:
E30, N20, O13, Q02, Q11, Q41

چکیده

ارتباط متغیرها یکی از موضوعات مهم در ادبیات اقتصادی است. بررسی اثر قیمت جهاني نفت و قیمت فلزات بر افزایش قیمت مواد غذايي در سال‌های اخیر، توجه سیاستگذاران را به خود جلب کرده است. از این رو، این مقاله به تحلیل سیکل‌های مواد غذایی، نفت و طلا با استفاده از الگوهای مارکف-سوئیچینگ می‌پردازد و همبستگی میان سیکل‌های موردنظر در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۲ را تعیین می-کند. بر اساس نتایج ، همبستگی میان قیمت مواد غذایی، قیمت طلا و قیمت نفت مثبت است. همچنین ارتباط میان قیمت مواد غذایی و قیمت طلا در رژیم صفر یا رونق و میان قیمت مواد غذایی با قیمت نفت در رژیم یک یا رکود دارای پیوند قوی‌تری است. در مدل‌های قیمت نفت طول دوره های افزایشی طولانی‌تر از دوره‌های کاهشی بوده اما در مدل‌های طلا، برعکس است. با توجه به نتایج مدل‌ها و ملاحظه دنیای واقعی، رابطه قیمت مواد غذایی از یک سو و قیمت نفت و طلا از سوی دیگر، نتایج این مطالعه می‌تواند کارسازی معناداری در سیاست‌گذاری بخش عمومی و خصوصی داشته باشد.

* **نویسنده مسئول:** یداله دادگر
آدرس: دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، گروه اقتصاد.
ایمیل: y_dadgar@sbu.ac.ir
تلفن: ۰۹۱۲۸۱۱۸۵۶۱

۱ مقدمه

افزایش قابل توجه قیمت مواد غذایی باعث ایجاد بحران و چالش جدی بویژه در رابطه با کالاهای استراتژیک و عرضه آن برای بخش عمده‌ای از مردم در کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه شده است. با توجه به اهمیت تأمین مواد غذایی در فرآیند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای مختلف جهان مطرح بوده و متغیر قیمت مواد غذایی به عنوان یک متغیر کلیدی و اثرگذار بر عرضه و تقاضا در بازار مواد غذایی مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. لذا سیاست‌گذاران و پژوهشگران با این سؤال مواجه هستند که چه عواملی باعث افزایش تورم مواد غذایی شده و چگونه می‌توان این تورم را تثبیت نمود. اگر در کشوری سیاست پولی انقباضی در مواجهه با شوک قیمت مواد غذایی در نظر گرفته شود، تولید و درآمد را کاهش می‌دهد. اما ممکن است بر اساس قانون انگل[۱] تأثیر قابل‌توجهی بر تورم مواد غذایی نداشته باشد. این در حالی است که سیاست یادشده تأثیر بیشتری بر قیمت کالاهای غیرخوراکی و تولید دارد. این امر سیاست‌گذاران را در رابطه با نقش سیاست پولی در پی شوک قیمت مواد غذایی با مشکل مواجه می‌کند (آئوکی[۲]، ۲۰۰۱؛ باتاچاریا و جین ۲۰۲۰). در این زمینه، ادبیات بر طیف وسیعی از سیاست‌های پولی و نرخ ارز برای تثبیت تورم مواد غذایی از طریق تعدیل فشار تقاضا تأکید می‌کند. این رشته از ادبیات به هدف‌گذاری تورم کل (معمولی) در مقابل تورم هسته اصلی (مورد توجه بانک مرکزی)[۳] در مواجهه با فشار تورمی ناشی از بخش مواد غذایی می‌پردازد. از منظر حداکثرسازی رفاه اجتماعی، ادبیات هدف‌گذاری تورم هسته اصلی[۴] را با در نظر گرفتن اثر عبور از تورم مواد غذایی به تورم غیرخوراکی تحت فرضیه بازار مالی کامل پیشنهاد می‌کند. هدف‌گذاری تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده (معمولی) زمانی مورد حمایت قرار می‌گیرد که بازار مالی ناقص باشد و غذا سهم بزرگی از سبد مصرفی را تشکیل می‌دهد. در ضمن در اینجا فرق نمی‌کند که کالایی غیرقابل مبادله باشد یا وارداتی باشد (سوتو[۵]، ۲۰۰۳؛ آناند و پراساد[۶]، ۲۰۱۰؛ کاتائو و چانگ[۷]، ۲۰۱۵؛ آناند و همکاران، ۲۰۱۵؛ پوروی[۸] و همکاران، ۲۰۱۶). جین و پوروی[۹] (۲۰۱۹) نشان می‌دهند که هدف‌گذاری تورم کل (معمولی) باعث بهبود رفاه برای یک کشور با درآمد متوسط صادرکننده خالص مواد غذایی در مواجهه با شوک بین‌المللی قیمت مواد غذایی می‌شود. در مطالعه‌ای برای کشور اتیوپی با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ مشخص گردید که در کوتاه‌مدت، شوک‌های عرضه محصولات کشاورزی بر تورم مواد غذایی تأثیر گذاشته و رشد عرضه پول بر تورم کوتاه‌مدت قیمت غیرخوراکی تأثیر گذاشته است (دوروال و همکاران، ۲۰۱۳). بازارها دارای روابطی پیچیده و با چارچوب‌های غیرخطی و چند متغیره هستند و عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، سیاسی، شرایط آب و هوایی و... بر روی آنها مؤثر است، بنابراین یکی از مسائل بسیار قابل توجه در عرصه بازارهای مالی و اقتصادی رابطه تنگاتنگ بازارهای مختلف با یکدیگر است. (دادگر و همکاران، ۱۳۹۹). قیمت مواد غذایی و به تبع آن بازار آن تحت تأثیر سایر بازارها از جمله انرژی و فلزات گرانبهاست. رابطه قیمت کالاهای غذایی و قیمت انرژی موضوعی بحث‌برانگیز است. بسیاری از پژوهشگران نشان می‌دهند که

---

[۱] Engel's law
[۲] Aoki
[۳]. باید به دو نوع ظرفیت تورم که مشابه و در عین حال متفاوت از یکدیگرهستند توجه کرد؛ ظرفیت تورم هسته اصلی و ظرفیت تورم کل(یا تورم سرخط). ظرفیت تورم هسته اصلی، Core Inflation به تورم مربوط به تمام کالاها و خدمات در اقتصاد منهای قیمت‌های بی ثبات مواد غذایی و قیمت سوخت مربوط می‌شود. به دلیل عدم وجود کالاهای با قیمت بی‌ثبات مانند مواد غذایی و نفت، این تورم نسبت به تورم کل پایدارتر است. ظرفیت تورم کل (یا تورم سرخط)، Headline Inflation همان شاخص قیمت مصرف‌کننده معمولی است.
[۴] core inflation targeting
[۵] Soto
[۶] Anand and Prasad
[۷] Catao and Chang
[۸] Pourroy
[۹] Ginn and Pourroy

افزایش قیمت نفت عامل اصلی شوک‌های عمده بازارهای کشاورزی بوده است (بافس[1]، ۲۰۰۷؛ میچل[2]، ۲۰۰۸؛ چانگ و سو[3]، ۲۰۱۰). در مقابل، برخی تحقیقات نشان می‌دهد که بین قیمت نفت و کالاهای کشاورزی رابطه مستقیمی وجود ندارد. برای مثال، ژانگ[4] و همکاران. (۲۰۱۰) استدلال کردند که افزایش قیمت نفت تأثیر مستقیمی بر قیمت کالاهای کشاورزی ندارد. پیندیک و روتمبرگ[5] (۱۹۹۰) با بررسی حرکت مشترک قیمت گندم، پنبه، مس، طلا، نفت خام، چوب و کاکائو، دریافتند که کشش-های قیمت متقاطع تقاضا و عرضه صفر است. گیلبرت[6] (۲۰۱۰) ادعا کرد که رابطه علّی بین قیمت نفت و محصولات کشاورزی وجود ندارد و همبستگی بین قیمت نفت و کشاورزی به دلیل رشد تقاضا و تحولات پولی و مالی است. در دهه‌های اخیر، پژوهش‌ها و مطالعات مختلفی در خصوص تأثیر نوسانات قیمت نفت بر افزایش قیمت مواد غذایی انجام گرفته است. نتایج مطالعات نشانگر اثر منفی افزایش قیمت نفت و مواد غذایی بر اقتصاد جهانی بوده و افزایش قیمت مواد غذایی در نتیجه افزایش قیمت نفت بوده است. (هدی و فان[7]، ۲۰۰۸؛ گالسی و لومباردی[8]، ۲۰۰۹؛ هاکرو و اومزین[9]، ۲۰۱۰؛ جونگوانیچ و پارک[10]، ۲۰۱۱؛ اوبادی[11]، ۲۰۱۴). اکثر یافته‌های تجربی در مورد جهت بین قیمت نفت و مواد غذایی، علیت یک طرفه (تأثیر ناشی از قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی) را نشان داده‌اند. در برخی مطالعات مشخص گردید که بحران جهانی قیمت مواد غذایی تداوم بیشتری نسبت به بحران قیمت نفت دارد (موکنیک و یوسف[12]، ۲۰۲۰). افزایش قیمت مواد غذایی فشار زیادی را بر کشورهای تولیدکننده نفت که واردکننده خالص مواد غذایی هستند، وارد کرده است. به عنوان مثال فشار بر کشوری مانند مصر، که بزرگترین واردکننده گندم در جهان است و یا نیجریه که بزرگترین واردکننده برنج در جهان است بسیار زیاد بوده است. این کشورهای نمونه نسبت به قیمت‌های بالاتر مواد غذایی آسیب‌پذیرتر هستند، زیرا واردات مواد غذایی آنها عمدتاً از درآمدهای غیرقابل پیش‌بینی نفت تأمین می‌شود که تحت تأثیر حرکت غیرمنتظره قیمت جهانی نفت است.

همان طور اشاره گردید در بین عوامل بسیاری که در وقوع بحران‌های غذایی موثرند، نقش بازارهای دیگر از جمله بازار نفت بسیار برجسته است. افزایش در قیمت نفت باعث افزایش در هزینه‌های نهاده‌های تولید می‌گردد در نتیجه کالاهای بخش کشاورزی افزایش خواهد یافت. از طرفی ارتباط قیمت نفت یا سایر بازارها به صورت غیرمستقیم و از طریق نرخ ارز بر بازار مواد غذایی اثر می‌گذارد. رشد قیمت کالاهای غذایی و حرکت آن در طول زمان به طور قابل توجهی متفاوت بوده که می تواند ناشی از عوامل بنیادی اقتصاد یا نوسانات چرخه تجاری جهانی باشد (پیرسمن[13] و همکاران، ۲۰۲۱). در میان آثار شناخته شده و ناشناخته بازارهای مختلف بر متغیرهای کلان اقتصاد جهانی، شناخت همزمانی سیکل‌های این بازارها با بازار مواد غذایی از حساسیت بالایی برخوردار است. چرا که بازار مواد غذایی به صورت مستقیم و غیرمستقیم از این بازارها متأثر بوده و بررسی این موضوع از اهمیت وضرورت بسزایی برخوردار است.

با توجه به وقوع شوک‌های قیمت نفتی و مواد غذایی، بحث در مورد پویایی قیمت نفت و ارتباط بازارها با مواد غذایی با استفاده از داده‌های جهانی

[1] Baffes
[2] Mitchell
[3] Chang and Su
[4] Zhang
[5] Pindyck and Rotemberg
[6] Gilbert
[7] Heady and Fan
[8] Galesi and Lombardi
[9] Hakro and Omezzine
[10] Jongwanich and Park
[11] Obadi,
[12] Moknik and Youseff
[13] Peersman

اهمیت مطالعه را در مقایسه با مطالعه کشوری یا گروه کشور دوچندان می‌کند. قیمت نفت و قیمت فلزات همانند قیمت مواد غذایی در طول زمان از چرخه‌های رونق و رکود قابل توجهی تبعیت نموده، لذا از یک مدل غیرخطی پیروی می‌کند (آدئوسون[1] و همکاران، ۲۰۲۳؛ نازلی اوغلو و اردم[2]، ۲۰۱۳). به طور کلی، تحقیقات قبلی به طور خاص بر تأثیر قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی با فروض علیت یک طرفه یا دو طرفه متمرکز شده است. با توجه به چرخه‌ای بودن اثر قیمت انرژی و کالاهای غذایی تحت تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان جهانی، درک مناسب روش-هایی که همزمانی سیکل‌های بازارهای دیگر (انرژی و فلزات) و کالاهای غذایی و اثرات متقابل را نشان دهد از اهمیت زیادی برخوردار است. از این رو، این پژوهش با هدف ارزیابی همزمانی سیکل‌های قیمت مواد غذایی با قیمت نفت و طلا صورت می‌پذیرد.

۲ مبانی نظری

یکی از عوامل مهم رشد قیمت جهانی مواد غذایی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در عرصه‌های جهانی، منطقه‌ای و ملی است. که اثرات نامطلوب آن بر اقتصاد کشورها اجتناب‌ناپذیر است. یکی از موارد نااطمینانی اقتصادی می‌تواند ناشی از تغییر قیمت نفت و فلزات باشد (اولوسور[3] و همکاران، ۲۰۲۳). پیامدهای ناشی از افزایش قیمت انرژی که منجر به افزایش قیمت مواد غذایی در سال ۲۰۰۶ و همچنین کاهش قیمت نفت خام در سال ۲۰۱۴، علاقه پژوهشگران را به رابطه بین بازارهای انرژی و مواد غذایی تقویت نمود (داهل و همکاران[4]، ۲۰۲۰). بازار مواد غذایی در سطح جهانی تحت تأثیر چرخه-های تجاری جهانی و سایر بازارها قرار گرفته است. به عنوان مثال، در ژانویه ۲۰۰۶، قیمت نفت به ۶۴ دلار رسید و در اواسط سال ۲۰۰۸ بیش از ۱۰۰ درصد افزایش یافت و حتی در مقطعی به ۱۳۴ دلار رسید. هر چند این افزایش به صورت کوتاه‌مدت بود (زیرا در دسامبر همان سال به حدود ۴۲ دلار کاهش یافت) اما بر سایر بازارها اثر گذاشت. از جمله این بازارها، بازار مواد غذایی که به طور مشابه همزمان با تغییر قیمت نفت، قیمت مواد غذایی نیز رونق و رکود مشابهی را نشان داد (آدئوسون و همکاران، ۲۰۲۳).

در خصوص رابطه بین قیمت نفت و قیمت مواد غذایی توافقی واحد در پژوهش‌های صورت گرفته وجود ندارد. برخی مطالعات نشان دادند که هیچ گونه ارتباطی میان قیمت نفت و قیمت کالاهای کشاورزی وجود ندارد (نازلی اوغلو و سویتاس[5]، ۲۰۱۱؛ کتعلی اوغلو و سویزا[6]، ۲۰۱۱). در مقابل برخی مطالعات بر وجود رابطه میان بازارهای انرژی و مواد غذایی تأکید داشتند (تیواری[7] و همکاران، ۲۰۰۸).

بر اساس ادبیات سنتی، انتقال مستقیم از قیمت نفت به قیمت مواد غذایی نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش قیمت محصولات غذایی می‌شود، زیرا هزینه تولید از طریق اثر آن بر نهاده‌های تولید (کودها، مواد شیمیایی و...) و حمل و نقل و سایر کانال‌های ورودی افزایش می‌یابد. دومین کانال انتقال، استفاده از برخی محصولات زراعی در تولید سوخت‌های تجدیدپذیر از جمله اتانول و بیودیزل[8] است. تقاضای فزاینده برای محصولات زراعی، سبزیجات و محصولات مبتنی بر غلات مانند سویا و ذرت در تولید اتانول و بیودیزل از

[1] Adeosun,
[2] Nazlioglu & Erdem
[3] Ulussever
[4] Dahl
[5] Nazlioglu & Soytas
[6] Kaltalioglu & Soyza
[7] Tiwari
[8] ethanol and biodiesel

اتانول این ماده که به آن الکل خوراکی معروف است در حوزه‌های مختلفی مانند ساخت دارو، صنایع پزشکی (ضدعفونی و...)، سوخت، حلال و... مورد استفاده قرار می‌گیرد. **بیودیزل** یا دیزل‌زیستی نوعی سوخت است که از پردازش و تغییر خواص روغن‌های گیاهی تولید می-شود. این سوخت به عنوان جایگزینی برای دیزل نفتی، اولین بار در دهه ۱۹۷۰ میلادی معرفی شد اما در آن زمان مورد استقبال قرار نگرفت. امروزه با توجه کاهش منابع نفتی و نیاز روز افزون به انواع سوخت، استفاده و **تولید بیودیزل** مورد توجه و اهمیت قرار گرفته است.

سال ۲۰۰۵، قیمت مواد غذایی را با توجه به آغاز استاندارد سوخت‌های تجدیدپذیر و سیاست انرژی کشور آمریکا در سال ۲۰۰۵ افزایش داده است. لذا اتانول و بیودیزل مانند تغییرات قیمت نفت، تورم و نرخ ارز، به توضیح رابطه بین بازار انرژی و مواد غذایی کمک می‌کند. با توجه به افزایش قیمت نفت، سوخت‌های زیستی (به عنوان یک منبع جایگزین انرژی) افزایش یافته و این موضوع منجر به گسترش تولید سوخت زیستی شده است (پاریس[1]، ۲۰۱۸). تورم کانال دیگری بین بازارهای نفت و مواد غذایی است، زیرا تورم بالاتر باعث افزایش قیمت نفت می‌شود که به نوبه خود قیمت مواد غذایی را افزایش می‌دهد. با این حال، میزان انتقال بستگی به سطح وابستگی به نفت در یک اقتصاد دارد. رابطه بین هر دو بازار را می‌توان از طریق مالی‌سازی نیز توضیح داد، با توجه به اینکه نفت و محصولات غذایی می‌توانند به عنوان دارایی‌های مالی نگهداری شوند، در استراتژی سرمایه‌گذاری مالی گنجانده شده و از طریق متنوع‌سازی کاهش می‌یابند (ادئوسون[2] و همکاران، ۲۰۲۱).

برخی مطالعات نیز بر روی تأثیر پیش‌بینی اثر قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی تمرکز نموده‌اند. با این حال، برخی پژوهش‌ها نیز به بررسی اثر قیمت مواد غذایی بر قیمت نفت و پیش بینی آن می‌پردازند. افزایش قیمت مواد غذایی منجر به افزایش عرضه اقلام غذایی می‌شود که به نوبه خود منجر به افزایش تقاضا برای نفت از سوی کشاورزان و شرکت‌های وابسته به محصولات کشاورزی می‌گردد که از نفت به عنوان نهاده استفاده می‌کنند که در نتیجه آن؛ قیمت نفت افزایش می‌یابد. برخی از مکانیسم‌های اقتصادی که به طور بالقوه می‌توانند به جهت‌های مختلف پیش‌بینی بین قیمت‌های بخش نفت و مواد غذایی منجر شوند، در ادبیات ذکر شده‌اند. به عنوان مثال، شرایط اقتصادی می‌تواند تقاضا برای نفت و محصولات غذایی را بسته به عواملی مانند رشد تولید ناخالص داخلی، تورم یا بیکاری تغییر دهد. در صورتی که شرایط اقتصادی به گونه‌ای تغییر کند که تقاضا برای یکی از این اقلام را بیش از دیگری تحت تأثیر قرار دهد، قابل پیش‌بینی بودن قیمت‌ها بین دو بخش (انرژی یا کشاورزی) ممکن است تغییر کند. عوامل بازار، مانند عرضه و تقاضا، ممکن است بر قابل پیش‌بینی بودن قیمت‌گذاری بین بخش‌های نفت و مواد غذایی تأثیر بگذارد. اگر تغییرات در یک بخش، مانند افزایش تقاضا برای محصولات غذایی، منجر به تغییرات در بخش دوم (قیمت نفت) شود، همانند افزایش تقاضا برای نفت به عنوان ورودی، قابل پیش‌بینی بودن قیمت گذاری ممکن است تحت تأثیر قرار گیرد. قیمت و دسترسی به نفت و محصولات غذایی می‌تواند تحت تأثیر پیشرفت های تکنولوژیکی مانند تکنیک‌های جدید تولید یا توزیع قرار گیرد. اثربخشی پیش‌بینی قیمت بین دو بخش ممکن است تغییر کند زمانی که یک بخش پیشرفت تکنولوژیکی بیشتری نسبت به دیگری داشته باشد (بولرسلف[3] و همکاران، ۲۰۰۹؛ آلوم[4] و همکاران، ۲۰۱۳).

در اکثر مطالعات، تغییرات ساختاری ناشی از داده‌های سری زمانی و همچنین غیرخطی بودن رابطه میان نفت و مواد غذایی را نادیده می‌گیرند. هر دو سری زمانی (قیمت نفت یا فلزات گرانبها و قیمت مواد غذایی) متغیرهای هستند که در معرض شوک‌های برون‌زا، نااطمینانی سیاست‌های داخلی و خارجی، ریسک‌های ژئوپلیتیکی، تعدیل اصلاحات و جهانی‌سازی هستند. همچنین بر اساس طول و فرکانس سری‌ها، احتمال وقوع شکست‌ها یا تغییر رژیم رفتاری و جابه جایی‌های ساختاری در میانگین و روند وجود دارد. از نظر تئوری، بازارهای نفت و مواد غذایی از طریق مکانیسم‌های متعددی به هم مرتبط هستند. اولاً، ماهیت انرژی بر تولید مواد غذایی منعکس‌کننده انتقال قیمت از بازارهای انرژی به قیمت‌های کشاورزی است که به طور معمول بر

[1] Paris
[2] Adeosun
[3] Bollerslev
[4] Alom

مصرف‌کنندگان و کشاورزان تأثیر می‌گذارد. هنگامی که مواد مصرفی نفت تقریباً به صورت آنی به نوسانات قیمت در بازار جهانی نفت واکنش نشان می‌دهند، انتقال مستقیم و سریع‌تر مشهود است (ادئوسون و همکاران، ۲۰۲۱). این واکنش سریع قیمت، حساسیت مصرف‌کنندگان به فشارهای تورمی را تقویت می‌کند. انتقال غیرمستقیم و بسیار ضعیف‌تر بر هزینه‌های تولید مزارع تأثیر می‌گذارد، که همواره از تغییرات قیمت‌های محصول نهایی فراتر می‌رود و نشان می‌دهد که سود کشاورزان با تغییرات در هزینه‌های ورودی انرژی سازگار است. ثانیاً، افزایش تولید سوخت زیستی، شوک تقاضا را در بازارهای کشاورزی تحریک می‌کند و پیوند بین انرژی و قیمت محصولات کشاورزی را تقویت می‌کند، زیرا قیمت‌های بالای نفت باعث افزایش قیمت‌های مواد غذایی به دلیل جایگزینی سوخت‌های زیستی بسیار ارزان‌تر می‌شود (چانگ[1] و همکاران، ۲۰۱۹؛ زیوکوف[2] و همکاران، ۲۰۲۰). پاریس (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که دوره های پررونق بین سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ با افزایش قیمت هر دو کالا به دلیل سرعت توسعه سریع تولید سوخت زیستی مشخص می‌شود. به طور مشابه، پال و میترا[3] (۲۰۱۸) مشاهده کردند که افزایش قیمت انرژی منجر به تغییر تقاضا به سوی سویا و سوخت‌های زیستی مبتنی بر ذرت می‌شود که بر طرف عرضه تولید تأثیر می‌گذارد؛ زیرا کشاورزان منابع را مجدداً برای سوخت محصولات تخصیص می‌دهند و باعث افزایش قیمت در سایر کالاهای کشاورزی می‌شوند. ثالثاً، عوامل اقتصادی به دلیل استفاده از نفت در بودجه و محصولات کشاورزی توسط فعالان بازار، نوساناتی را در هر دو بازار کالا ایجاد کرده است. که حرکت مشترک قیمت‌ها در هر دو بازار نفت و کشاورزی را توضیح می‌دهند، از یک سو، فعالیت‌های سرمایه‌گذاران نهادی در دوره‌های نقدینگی بالا (داهل و همکاران، ۲۰۲۰) و از سوی دیگر، عوامل بازار نفت و محصولات غذایی را به عنوان دارایی مالی می‌بینند، زیرا آنها ابزارهای پرتفوی مفیدی برای اهداف متنوع هستند.

برخی مطالعات با استفاده از روش‌های غیرخطی و بحث تغییر رژیم به بررسی رابطه قیمت نفت و قیمت مواد غذایی پرداختند. پاریس (۲۰۱۸) از مدل‌های تغییر رژیم استفاده می‌کند تا نشان دهد که تولید سوخت زیستی تأثیر قیمت نفت بر کالاهای کشاورزی را تقویت می‌کند و اثرات بلندمدت قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی ایجاد می‌شود. تیواری و همکاران (۲۰۱۸) از رویکرد انسجام موجک برای آشکار کردن درجه بالایی از حرکت‌های بلندمدت مشترک بین قیمت نفت و قیمت کالاهای کشاورزی استفاده می‌کند، در حالی که لوندبرگ[4] و همکاران (۲۰۲۱) به این نتیجه رسیدند سیکل‌های قیمت نفت و مواد غذایی هر دو رفتار ضد چرخه‌ای دارند. آدئوسون و همکاران (۲۰۲۱) از رویکرد سوئیچینگ مارکوف مبتنی بر موجک استفاده کرده و یک اثر عبور ضعیف از قیمت نفت به قیمت مواد غذایی را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. موکنی و بن صالحا[5] (۲۰۲۰) از یک آزمون علیت نامتقارن مبتنی بر چندک برای تعیین وجود علیت گرنجر از تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت به قیمت مواد غذایی در تقریباً همه چندک‌ها استفاده می‌کنند.

۳ مروری بر مطالعات تجربی

در زمینه مطالعات مربوط به تورم و تورم مواد غذایی چند دسته مطالعات قابل تقسیم‌بندی می‌باشد. اول، مطالعاتی است که به بحث هدف‌گذاری تورم هسته و بهینه بودن آن توجه می‌کنند. دوم مطالعاتی است که به انتقال تورم جهانی مواد غذایی به تورم داخلی در یک کشور و اثرپذیری از تورم جهانی می‌پردازند. اکرم[6] (۲۰۰۹) یک مدل

[1] Chang
[2] Zivkov
[3] Pal and Mitra
[4] Lundberg
[5] Mokni and Ben-Salha
[6] Akram

خودرگرسیون‌برداری ساختاری را با استفاده از داده های مربوط به قیمت نفت و مواد غذایی با نرخ بهره واقعی و نرخ ارز برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ برای کشورهای سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه برآورد می‌کند. او دریافت که شوک مثبت به نرخ بهره واقعی باعث کاهش قیمت واقعی نفت و مواد غذایی می‌شود. همچنین کاهش ارزش پول دلار منجر به افزایش قیمت کالاها می‌شود. شوک به نرخ های بهره و دلار سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت کالاها را تشکیل می‌دهد.

ارشد و حمید[1] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های ماهانه ژانویه ۱۹۸۰ تا مارس ۲۰۰۸ و روش‌های هم انباشتگی دو متغیره و علیت گرنجری دو مرحله‌ای[2] به این نتیجه رسیدند که رابطه بلندمدت بین قیمت نفت و مواد غذایی وجود دارد. چن[3] و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری با وقفه توزیعی[4] و داده‌های هفتگی از مارس ۱۹۸۳ تا فوریه ۲۰۱۰ به این نتیجه رسیدند که رشد قیمت نفت خام اثر قابل توجهی بر افزایش قیمت مواد غذایی دارد. آلقالیث[5] (۲۰۱۰) در مطالعه ای با استفاده از داده‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۷ برای کشور ترینیداد و توباگو به این نتیجه رسید که بین افزایش قیمت نفت و افزایش قیمت مواد غذایی همبستگی قوی وجود دارد. چا و بائه[6] (۲۰۱۱) اثرات قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در ایالات متحده را مورد مطالعه قرار دادند و از روش خودرگرسیون‌برداری بر روی داده‌های فصلی از سال ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۸ استفاده کردند. نتایج نشان داد که قیمت نفت تأثیر قابل توجهی بر قیمت مواد غذایی در ایالات متحده در بلندمدت دارد اما در کوتاه‌مدت این چنین نمی‌باشد. والش[7] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای برای ۹۱ کشور جهان به این نتیجه رسید که در بلندمدت تورم مواد غذایی بیشتر از تورم غیرغذایی بوده است.

در دسته سوم، مطالعات به اجرای سیاست پولی برای کنترل تورم مواد غذایی پرداخته می‌شود. دوروال[8] و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی پویایی‌های تورم و قیمت‌های مواد غذایی در کشور اتیوپی برای داده‌های ماهانه ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ پرداختند. متغیرهای اثرگذار بر تورم در این مطالعه شامل قیمت غلات، قیمت مواد غذایی و قیمت‌های غیرخوراکی بوده است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در تجزیه و تحلیل تورم در اقتصادهای در حال توسعه با سهم مواد غذایی بزرگ در قیمت مصرف کننده، باید قیمت جهانی غذا و تولیدات کشاورزی داخلی در نظر گرفته شود. حذف این عوامل می تواند منجر به نتایج سوگیرانه و تصمیمات نادرست می‌شود. آناند[9] و همکاران (۲۰۱۴)؛ نقش سیاست پولی در تورم مواد غذایی کشور هند را بر اساس داده های فصل اول ۱۹۹۶ تا فصل چهارم ۲۰۱۳ در یک مدل نئوکینزی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تورم مواد غذایی به دنبال سیاست پولی انقباضی کاهش می‌یابد. آوالوس و لومباردی[10] (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی با استفاده از داده‌های ماهانه کشورآمریکا از ژانویه ۱۹۸۶ تا آوریل ۲۰۱۲ با استفاده از روش تصحیح خطا برداری[11] پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که قیمت ذرت به شدت به شوک‌های تقاضای جهانی برای سایر کالاها واکنش نشان می-دهد.

ژانگ و کو[12] (۲۰۱۵) تأثیر شوک‌های قیمت جهانی نفت را بر مواد غذایی کشاورزی در چین بررسی

[1] Arshad and Hameed
[2] Bivariate co-integration approach, Engle–Granger two-stage
[3] Chen
[4] ARDL
[5] Alghalith
[6] Cha and Bae
[7] Walsh
[8] Durevall
[9] Anand
[10] Avalos and Lombardi
[11] VECM
[12] Zhang and Qu

کردند. آنها دریافتند که شوک‌های قیمت نفت در اکثر کالاهای کشاورزی نامتقارن است. حموده[1] و همکاران. (۲۰۱۵) با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای کشور آمریکا و داده‌های فصلی فصل اول ۱۹۵۷ تا فصل سوم ۲۰۰۸ به این نتیجه رسیدند که به دنبال سیاست پولی انقباضی، قیمت مواد غذایی پس از کاهش اولیه به طور مداوم افزایش می‌یابد. ماویج[2] (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ به بررسی تأثیر انرژی و شوک‌های آب و هوایی بر قیمت مواد غذایی در کشور اوگاندا پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که یک رابطه بلندمدت بین قیمت مواد غذایی و قیمت انرژی وجود دارد. المدید[3] و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از مدل دو متغیره خودرگرسیون برداری گارچ[4] و داده‌های روزانه ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۶ به بررسی روابط بین قیمت مواد غذایی و انرژی پرداختند. نتایج مقاله آنها نشان داد که بین مواد غذایی و قیمت نفت و اتانول[5] ارتباط معناداری وجود دارد. تقی‌زاده حصاری[6] و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه ای برای (۸) کشور آسیایی برای دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پانل[7] به بررسی رابطه قیمت انرژی و قیمت مواد غذایی پرداختند. نتایج مقاله آنها نشان داد که قیمت انرژی (قیمت نفت) تأثیر قابل توجهی بر قیمت مواد غذایی دارد.

باتاچاریا و جین[8] (۲۰۲۰) به بررسی اثر سیاست پولی در اقتصادهای پیشرفته و نوظهور بر تثبیت تورم مواد غذایی پرداختند. آنها با استفاده از داده های دوره سه‌ماهه اول ۲۰۰۶ تا سه‌ماهه دوم سال ۲۰۱۶ به این نتیجه رسیدند که انقباض پولی غیرمنتظره[9] تأثیر مثبت و معناداری بر تورم مواد غذایی در اقتصادهای پیشرفته و در حال ظهور دارد. دادگر و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های فصلی برای ایران طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ و الگوی مارکف-سوئیچینگ به بررسی همزمانی سیکل‌های نرخ ارز با قیمت نفت، قیمت طلا و ارزش سهام در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که میان نرخ و طلا، نفت و سهام رابطه مثبت و موافق چرخه‌ای وجود دارد و ارتباط نرخ ارز و طلا و همچنین نرخ ارز و نفت از منظر آماری به طور همزمان معنادار است.

تیواری[10] و همکاران (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به بررسی علیت زمانی - فرکانسی و همچنین ارتباط بین قیمت‌های بین‌المللی انرژی، غذا، صنعت، کشاورزی و فلزات با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۰ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بخش کشاورزی بیش‌ترین تأثیر را از شوک‌های سایر بازارها دارد.

اولایونگبو[11] (۲۰۲۱) در مقاله‌ای با استفاده از داده های سالانه ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۵ برای ۲۱ کشور واردکننده مواد غذایی و صادرکننده نفت به بررسی رابطه بین قیمت جهانی نفت و قیمت مواد غذایی با مدل پانل خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت رابطه منفی بوده، اما در بلندمدت رابطه مثبتی بین قیمت جهانی نفت و قیمت مواد غذایی بوده است.

سامال[12] و همکاران (۲۰۲۲) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر تورم قیمت مواد غذایی در کشور هند با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی و داده‌های ماهانه از ژانویه ۲۰۰۶ تا مارس ۲۰۱۹ پرداختند. نتایج مطالعه آنها

[1] Hammoudeh
[2] Mawejje
[3] Al-Maadid
[4] VAR_GARCH
[5] ethanol
[6] Taghizadeh-Hesary
[7] Panel-VAR
[8] Bhattacharya & Jain
[9] unexpected monetary tightening
[10] Tiwari
[11] Olayungbo
[12] Samal

نشان داد که ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای درآمد سرانه، عرضه پول، قیمت جهانی مواد غذایی و دستمزد کشاورزی به طور مثبت و قابل توجهی بر تورم قیمت مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثرگذار است. اُلوسور[1] و همکاران (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به بررسی عوامل جهانی بر قیمت جهانی مواد غذایی با استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین[2] و مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی بر اساس داده های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۱ تا ماه می ۲۰۲۱ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که الگوریتم‌های یادگیری ماشین عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی دارند. قیمت‌های مواد غذایی جهانی با یک وقفه یک ماهه اثر معناداری بر قیمت مواد غذایی داخلی دارند و نوسانات متغیرهای جهانی (قیمت مواد خام، قیمت کود و قیمت نفت خام) نیز بر قیمت مواد غذایی مؤثرند. کوما و گاتا[3] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری با وقفه توزیعی و داده‌های سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ برای اقتصاد اتیوپی به بررسی عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی پرداختند. نتایج مطالعه آنها حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد پژوهش (تولید ناخالص داخلی حقیقی، قیمت مواد غذایی، میزان بارندگی، میزان جمعیت، عرضه پول، نرخ ارز و نرخ بهره) بوده است. اثر متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی بر قیمت مواد غذایی با یک وقفه منفی و معنادار بوده و متغیرهای میزان بارندگی، عرضه پول، نرخ ارز و نرخ بهره اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم مواد غذایی داشته است. آنها همچنین نشان دادند که در هر دوره (سال) ۰/۶۸ درصد از عدم تعادل و نوسانات کوتاه‌مدت تورم مواد غذایی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

خلفاوی[4] و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای ارتباط میان بازارهای کالایی انرژی، مواد غذایی و محصولات کشاورزی را با استفاده از داده‌های ماهیانه ژانویه ۱۹۶۰ تا آوریل ۲۰۲۱ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها نشان داد روابط سرریز کمتر بین نفت و کشاورزی در بازارهای خارجی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. در طول یک رونق اقتصادی، حرکت مشترک و شدید بخش‌های نفت، کشاورزی، غذا و فلز ممکن است منفی باشد و فرصت برای تنوع سرمایه‌گذاری را برجسته نماید.

بافز و کابوندی[5] (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به بررسی شوک‌های قیمتی ۲۷ کالا در تجارت بین الملل با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۲ پرداختند. از نظر آنها شوک ها می توانند تأثیری گذرا یا دائمی بر یک قیمت کالایی داشته باشند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که دو سوم تغییرات قیمت محصولات کشاورزی ناشی از شوک‌ها دارای اثر دائمی بوده که برای بخش انرژی کمتر از ۳۰ درصد است. اما اثر موقتی و گذرای شوک بر قیمت کالاها طی سه مقطع زمانی؛ ۱-از اوایل دهه ۱۹۷۰ تا اواسط دهه ۱۹۸۰؛ ۲- دهه ۱۹۹۰ و ۳- از اوایل دهه ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ رخ داده است که مقطع دوم عمدتاً برای قیمت فلزات اتفاق افتاده است. اثر دائمی شوک قیمت انرژی برای کالاها متفاوت بوده است. در نهایت، کالاهای انرژی، فلزات و محصولات کشاورزی از درجه بالای غیرخطی بودن برخوردارند.

۴ روند تورم مواد غذایی در جهان

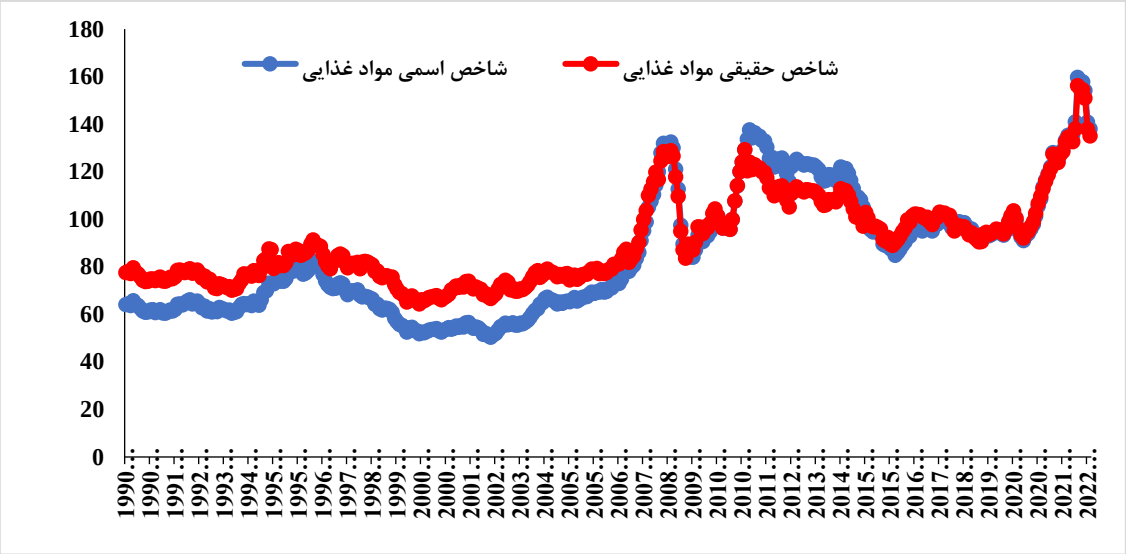
در دهه ۱۹۷۰، در اثر افزایش قیمت نفت در بازار جهانی نفت منجر به یک شوک به اقتصاد کشورهای مختلف جهان بویژه کشورهای عمده مصرف‌کننده نفت گردید. بدلیل اینکه بخش قابل توجهی از خانوارها با محدویت مالی (و بودجه) مواجه بودند و سهم مخارج مواد غذایی از سبد خانوارها بالا بود، افزایش تورم مواد غذایی به‌ویژه در اقتصادهای با

[1] Ulussever
[2] Machine Learning Algorithms
[3] Kuma & Gata
[4] Khalfaoui
[5] Baffes & Kabundi

درآمد پایین و متوسط، به‌طور اجتناب‌ناپذیری سیاست‌های پولی را در معرض نااطمینانی بیشتری قرار داد (جین و پوروی[1]، ۲۰۲۰). از اوایل دهه ۲۰۰۰، جهش‌های بی‌شماری در تورم جهانی مواد غذایی یادآور قیمت‌های بی‌ثبات مواد غذایی در جهان شده است. بحران کالاهای کشاورزی در سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۸ و تحولات اخیر بازارهای کالا، بر نگرانی‌ها در مورد افزایش سریع قیمت مواد غذایی و امنیت غذایی افزود (ایرز[2] و همکاران، ۲۰۱۳). این قیمت‌ها در سال ۲۰۰۸ به سطوح بی‌سابقه‌ای رسیدند اما در طول بحران مالی کاهش یافتند، سپس در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۱ به شدت افزایش یافتند. در اواسط سال ۲۰۱۲، قیمت مواد غذایی بیش از این افزایش یافت و از اوج خود در سال ۲۰۰۸ فراتر رفت. تحولات قیمت مواد غذایی در سراسر کشورها، نیازمند بررسی و تحلیلی در این خصوص است. با این حال، قیمت‌های بالای کالا، به ویژه برای مواد غذایی، به وضوح اثرات نامطلوبی بر فقر در کشورهایی با بخش بزرگی از خریداران خالص مواد غذایی دارد (وودون و زمان[3]، ۲۰۱۰؛ بالتزر[4]، ۲۰۱۳ ؛ دوروال و همکاران ۲۰۱۳). بعد از ماه فوریه ۲۰۱۱ که شاخص قیمت مواد غذایی ۱۳۷/۶ بوده تا سال ۲۰۲۲ در هیچ ماهی از این عدد بیشتر نشده است. البته بخشی از افزایش می تواند تحت تأثیر شرایط کرونا هم بوده باشد. از ماه فوریه ۲۰۲۲ عدد شاخص به ۱۴۱/۱ رسید و طی ماههای بعد روند رشد این شاخص ادامه داشت که در ماه مارس به بیشترین میزان از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ یعنی ۱۵۹/۷ (بالاترین سطح تاریخی) رسید. هر چند طی ماههای بعد روند نزولی داشته اما همچنان از میزان ماه فوریه ۲۰۱۱ بیشتر بوده به طوری که در ماه اگوست ۲۰۲۲، عدد شاخص ۱۳۸ بوده است. در واقع مقدار بزرگ‌ترین جهش‌ها از زمان آغاز به کار شاخص در سال ۲۰۲۲ اتفاق افتاده است.شاخص قیمت مواد غذایی فائو (FFPI) از سال ۱۹۹۰ ارائه شده که روند این شاخص در نمودار (۱) از ماه ژانویه سال ۱۹۹۰ تا ماه آگوست ۲۰۲۲ گزارش شده است.

[1] Ginn & Pourroy
[2] Irz
[3] Wodon & Zaman
[4] Baltzer

نمودار (۱). روند شاخص قیمت مواد غذایی در جهان طی ماههای ژانویه سال ۱۹۹۰ تا آگوست ۲۰۲۲



Source: www.fao.org

بحران‌های اقتصادی، جنگ‌های داخلی و کشوری، تغییر آب و هوا، بحران مالی جهانی، بیماری‌ها (مانند کووید- ۱۹) و... برای عرضه جهانی غذا مشکل‌آفرین بوده و می‌تواند باعث کاهش عرضه و افزایش قیمت‌ها شود نکته مهم این است گاهی یک بحران مانند بیماری همه گیر کووید ۱۹ ممکن است با مدیریت مناسب اثرش کاهش یابد اما اینکه بحرانی مانند منابع غذایی چگونه به وضعیت قبل برمی-گردد، نامشخص است. بویژه کشورهای عمده عرضه کننده منابع و مواد غذایی یعنی روسیه و اوکراین در حال جنگ باشند و این خود اختلال در عرضه جهانی ایجاد کرده است. تورم مواد غذایی در انگلیس، آمریکا و سایر کشورها به حد بالایی در یک دهه اخیر رسیده است. قابل ذکر است که روسیه و اوکراین در مجموع ۱۴ درصد از تولید جهانی گندم و نزدیک ۳۰ درصد صادرات جهانی گندم و همچنین ۲۰ درصد صادرات جهانی ذرت را به خود اختصاص داده-اند.[1] کاهش چشمگیر انتظارات صادرات ذرت از اوکراین، صادرکننده اصلی این محصول، علاوه‌بر افزایش هزینه‌های انرژی و نهاده، موجب افزایش چشمگیر قیمت جهانی ذرت شده است.

علاوه‌بر تأثیرات جنگ روی جمعیت و نیروی کار، تخریب مزارع، تأسیسات ذخیره‌سازی و تبدیل تراکتورها به خودروهای زرهی، همگی به کاهش تولید مواد غذایی در دو کشور مبدا دامن زدند. از طرفی کشاورزان به دلایل امنیتی و مقررات منع رفت‌وآمد زمان کمتری را می‌توانستند در مزارع صرف کنند. در نتیجه کاهش تولید مواد غذایی در اوکراین به دو نتیجه ختم می‌شود؛ صادرات کم یا صادرات صفر محصولات صادراتی. حتی ممکن است اوکراینی‌ها شروع به احتکار مواد غذایی برای بقا کنند یا حتی به دنبال کسب سود از این موقعیت باشند. همچنین روسیه در مدیریت پوتین نیز ممکن است از محدود کردن عرضه مواد غذایی به عنوان ابزار جنگی استفاده کند. به‌طور کلی روسیه و اوکراین دو کشوری هستند که در تولید قابل‌توجهی از محصولات عمده غذایی رتبه‌های تک‌رقمی دارند و سهم کشورهای روسیه و اوکراین از صادرات جهانی

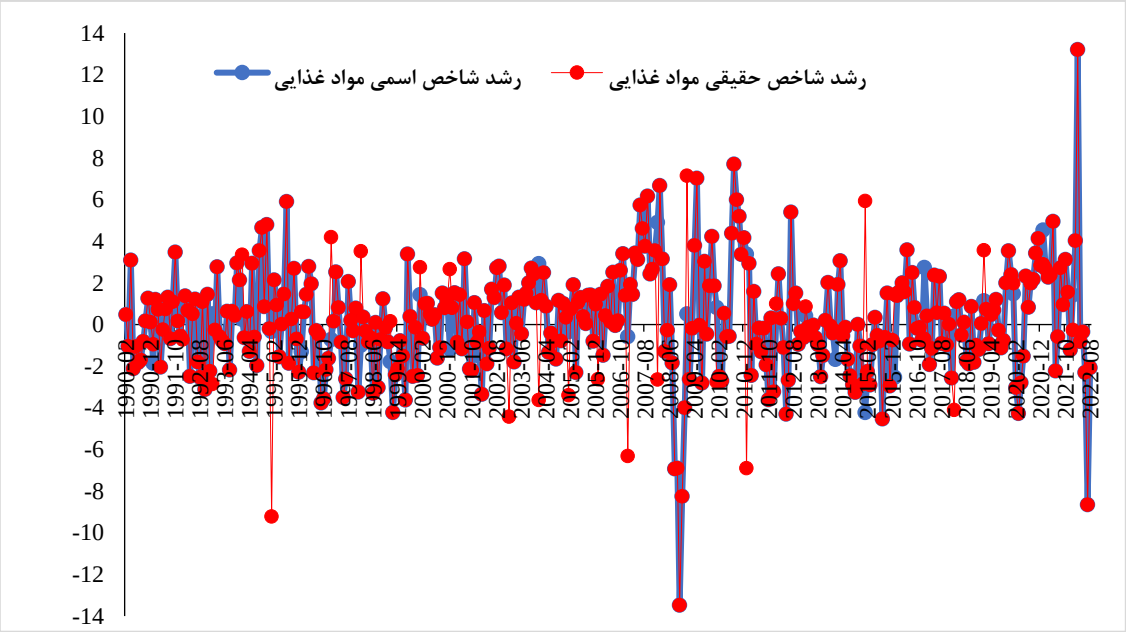
[1] https://blog.iica.int/en/blog/russia-ukraine-conflict-and-its-impact-agrifood-systems

قابل توجه است. در محصول گندم[1] روسیه در جایگاه اول و اوکراین در جایگاه پنجم قرار دارد. کشورهای اوکراین و روسیه به ترتیب دوم و سوم در زمینه صادرات جو[2] هستند. بر اساس سهم کشورهای از صادرات جهانی در زمینه محصول ذرت[3] به ترتیب اوکراین در رتبه سوم و روسیه در رتبه ششم جهان قرار دارند. روغن آفتابگردان[4] کشور اوکراین و روسیه بیشترین سهم را از صادرات جهانی به خود اختصاص داده‌اند (فائو، ۲۰۲۲).

بی‌ثباتی در قیمت مواد غذایی به طور چشمگیری از سال ۲۰۰۶ آغاز شد. بنابر گزارش "سازمان خوار و بار جهانی[5]"انحراف معیار برای قیمت‌های مواد غذایی بین سال‌های ۱۹۹۰ و ۱۹۹۹ برابر با ۷٫۷ واحد بوده، اما این رقم در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ به ۲۲٫۴ واحد افزایش یافته است. اگرچه بی‌ثباتی در قیمت مواد غذایی طی یک دهه گذشته افزایش یافته، اما پدیده جدیدی محسوب نمی‌شود. بر اساس داده‌های بانک جهانی، انحراف معیار قیمت مواد غذایی در بازه زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹ به میزان ۱۱٫۹ واحد بیشتر از بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ بوده است. برخی بی‌ثباتی‌های قیمتی در بازارهای محصولات کشاورزی ذاتی بوده و ارتباط تنگاتنگی با شوک‌های آب و هوایی دارند. اما در شرایط فعلی علاوه برجنگ روسیه با اوکراین، می‌توان عوامل دیگری برای افزایش قیمت مواد غذایی مانند تغییرات آب و هوایی (سیل و خشکسالی)، سیاست‌های ترویج استفاده از زیست‌سوخت‌ها، افزایش قیمت انرژی و کود، برداشت نامناسب محصول، محدودیت‌های صادراتی، افزایش تقاضای جهانی و ذخایر کم مواد غذایی را نیز مؤثر دانست. قیمت مواد غذایی می‌تواند تحت تأثیر رشد جمعیت، ارتباط قوی‌تر و نزدیک‌تر بین کشاورزی و بازارهای انرژی و محدودیت‌های منابع طبیعی قرار بگیرد. اگرچه قیمت بالای مواد غذایی می‌تواند به تشدید فقر، ناامنی غذایی و سوء تغذیه منجر شود، اما فرصتی برای تسریع سرمایه‌گذاری بلندمدت در بخش کشاورزی نیز محسوب می‌شود. این مسأله می‌تواند انعطاف‌پذیری و مقاومت بیشتر در برابر تغییرات آب و هوایی و افزایش امنیت غذایی جهان را به همراه داشته باشد. بر اساس نمودار (۲) رشد قیمت مواد غذایی (اسمی و حقیقی) در جهان طی ماههای ژانویه سال ۱۹۹۰ تا آگوست ۲۰۲۲ نشان می‌دهد سال ۲۰۲۲ بیشترین جهش‌ها رخ داده است.

[1] Wheat
[2] Barley
[3] Maize
[4] Sunflowerseed oil
[5] Food and Agriculture Organization (FAO)

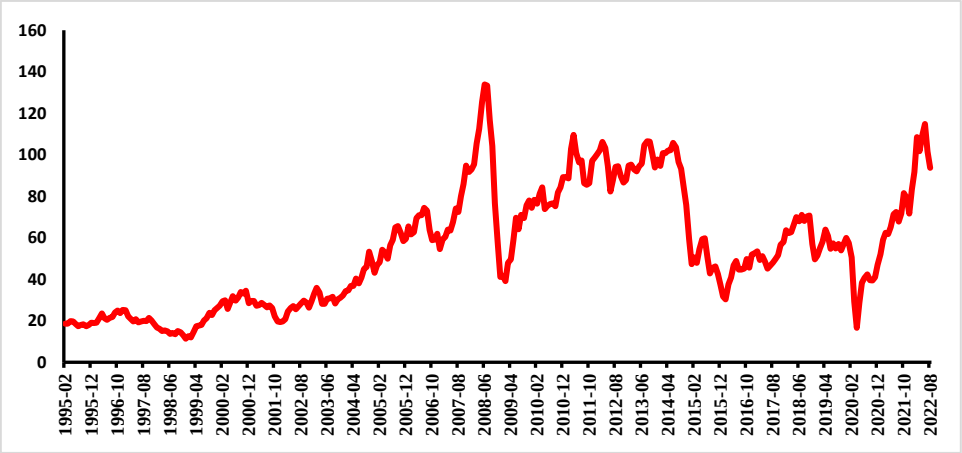
نمودار (۲). روند رشد شاخص قیمت مواد غذایی در جهان طی ماههای ژانویه سال ۱۹۹۰ تا آگوست ۲۰۲۲



Source: www.fao.org

کشورهایی با تورم بالای مواد غذایی نیز کشورهایی هستند که تورم کل بالایی دارند، که نشان‌دهنده همبستگی مثبت بین تورم کل و تورم غذا است. کشورهای کم درآمد و کشورهایی که سهم زیادی از مخارج اختصاص داده شده به غذا دارند، تمایل به ثبت تورم متوسط مواد غذایی دارند. مشکلی که بانک‌های مرکزی اغلب با آن مواجه هستند، انتخاب بین تورم کل شامل اجزای غذا و تورم هسته به عنوان شاخص تورم هدف است. چنین معضلی برای اقتصادهایی که غذا سهم قابل توجهی از سبد مصرف را تشکیل می‌دهد، حتی عمیق‌تر است. در عمل، بانک‌های مرکزی به طور کلی ترجیح می‌دهند تورم کل از جمله جزء مواد غذایی را به عنوان شاخص هدف در نظر بگیرند. در هرصورت بسیار ضروری است که بانک‌های مرکزی در سراسر جهان در در هنگام تصمیم‌گیری در مورد سیاست پولی اقتصاد، وضعیت تورمی در بخش مواد غذایی را در نظر بگیرند.

نمودار (۳). روند قیمت نفت طی ماههای فوریه سال ۱۹۹۵ تا آگوست ۲۰۲۲



Source: https://www.investing.com

بین قیمت مواد غذایی و نفت خام رابطه معناداری وجود دارد. به عنوان مثال، در زمان بحران مالی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰، افزایش شتابان قیمت نفت باعث افزایش قیمت مواد غذایی در سال‌های ۲۰۰۷ و ۲۰۰۸ گردید، و کاهش قیمت نفت از ۱۴۷ دلار در هر بشکه در سال ۲۰۰۸ به ۲۸ دلار منجر به کاهش قیمت مواد غذایی گردید. بنابراین، موضوعاتی مانند نوسانات قیمت نفت، افزایش قیمت مواد غذایی و ارتباط احتمالی بخش های انرژی با بخش کشاورزی، توجه محققان را به خود جلب کرده است (میچل[1]، ۲۰۰۸؛ بافس[2]، ۲۰۰۷؛ کیلیان[3]، ۲۰۰۸). با این حال، آنچه فراتر از نوسانات اخیر قیمت نفت نگران‌کننده است زمانی است که قیمت نفت بعد از یک رشد قابل توجه شروع به کاهش می‌کند اما شاخص قیمت مواد غذایی هم جهت با این کاهش نیست. برای نمونه قیمت نفت از نزدیک به ۱۰۰ دلار در هر بشکه در سال ۲۰۱۱ به ۴۷ دلار در هر بشکه تا سال ۲۰۱۵ کاهش یافت، اما شاخص قیمت مواد غذایی کاهش نیافت.

۵ بررسی آماری متغیرها، برآورد مدل مارکف سوئیچینگ و تفسیر نتایج

در این قسمت به بررسی ویژگی‌های آماری متغیرهای مورد مطالعه پرداخته می‌شود. داده‌های استفاده شده به‌صورت ماهانه و از ماه فوریه سال ۱۹۹۵تا ماه آگوست سال ۲۰۲۲ می‌باشد. به منظور بررسی ارزیابی همزمانی سیکل‌های مواد غذایی با شاخص‌های قیمتی فلزات و قیمت نفت از شاخص قیمت مواد غذایی جهانی استفاده شد. علاوه بر این از قیمت طلا و از قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت[4] (به دلیل اهمیت انرژی و تأثیر آن بر تورم) نیز استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در جدول (۱) شرح داده شده اند:

[1] Mitchell
[2] Baffes
[3] Kilian
[4] West Texas Intermediate (WTI)

جدول (۱): معرفی متغیرهای تحقیق

متغیر	عنوان کامل متغیر	منبع آماری
FPI	شاخص قیمت مواد غذایی	فائو
EI	شاخص قیمت انرژی	بانک جهانی
NEI	شاخص قیمت غیرانرژی	بانک جهانی
BMI	شاخص قیمت فلزات اساسی	بانک جهانی
MMI	شاخص قیمت فلزات و مواد معدنی	بانک جهانی
PMI	شاخص قیمت فلزات گرانبها	بانک جهانی
GOL	قیمت طلا	بانک جهانی
OP	قیمت نفت (وست تگزاس اینترمدیت)	بانک جهانی

منبع: یافته‌های پژوهش

مشخصه‌های آماری متغیرهای به‌کارگرفته شده‌ی مدل در جدول(۱) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در خصوص شاخص‌های قیمتی، PMI دارای بالاترین نوسان و FPI دارای کم‌ترین نوسان بوده اند.BMI دارای کم‌ترین و FPI دارای بیشترین چولگی[1] بوده‌اند. PMI و FPI نیز به ترتیب دارای کم‌ترین و بیشترین میزان کشیدگی[2] می‌باشند.

جدول (۲): مشخصه‌های آماری متغیرهای مدل

متغیر	نوع متغیر	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
FPI	شاخص قیمت	۹۳/۳۴	۱۵۶/۳	۶۴/۴	۱۸/۸۵	۰/۶۶	۳/۱
EI		۷۳/۲۳	۱۷۳/۴۸	۱۵/۲	۳۹/۹۲	۰/۴۹	۲/۲۵
NEI		۷۷/۵۱	۱۳۹/۹۳	۴۰/۰۱	۲۴/۷۳	۰/۲۵	۲/۰۷
BMI		۷۴/۳۳	۱۴۹/۹	۳۲/۴۲	۲۸/۸۲	۰/۲۳	۱/۹۶
MMI		۷۰/۵۰	۱۴۱/۲۸	۲۹/۸۷	۲۹/۱۱	۰/۲۶	۱/۹
PMI		۷۲/۹۳	۱۵۳/۲۹	۲۱/۸۴	۴۲/۶۴	۰/۲۵	۱/۶۳
GOL	سایر	۹۱۱/۲۵	۱۹۶۸/۶۳	۲۵۶/۰۸	۵۴۲/۳۸	۰/۲۵	۱/۶۲
OP		۵۴/۴۸	۱۳۳/۸۸	۱۱/۳۵	۲۸/۹۲	۰/۴۳	۲/۱۷

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق مطالعه استاک و واتسون[3](۲۰۰۸) و کوپ و کروبیلیس[4] (۲۰۱۲) ایستایی تمام متغیرها بررسی شده‌اند. بگونه‌ای که، اگر $z_{i,t}$ سری‌های غیرتبدیلی اصلی[5] باشند: ۱- بدون تبدیل(سطح)، $x_{i,t} = z_{i,t}$ ؛ ۲- با یک مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t} = z_{i,t} - z_{i,t-1}$ ؛ ۳- با

[1] Skewness
[2] Kurtosis
[3]. Stock and Watson
[4]. Koop and Korobilis
[5]. original untransformed series

دو مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t} = z_{i,t} - z_{i,t-2}$؛ ۴- لگاریتم $x_{i,t} = \log z_{i,t}$؛ ۵- لگاریتم با یک مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t} = \ln z_{i,t} - \ln z_{i,t-1}$؛ ۶- لگاریتم با دو مرتبه تفاضل‌گیری $x_{i,t} = \ln z_{i,t} - \ln z_{i,t-2}$.

ایستایی تمام متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF)، فیلیپس پرون(PP)[2]، KPSS [3] بررسی شد. نتایج آزمون‌های مذکور بیانگر آن است‌که تمامی متغیرها با تفاضل مرتبه اول، ایستا شدند. جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آزمون ریشه واحد	سطح	با یکبار تفاضل گیری	متغیر	آزمون ریشه واحد	سطح	با یکبار تفاضل گیری
Log(FPI)	ADF	-۲/۵۰ (۰/۳۲۹)	-۱۲/۹۴ (۰/۰۰۰)	Log(MMI)	ADF	-۲/۳۶ (۰/۴۰۴)	-۱۲/۱۱ (۰/۰۰۰)
	PP	-۲/۳۹ (۰/۳۷۹)	-۱۲/۸۹ (۰/۰۰۰)		PP	-۲/۳ (۰/۴۳۳)	-۱۲/۲۴ (۰/۰۰۰)
	K.P.S.S	۱/۳۷	۰/۰۸		K.P.S.S	۱/۴	۰/۰۶
Log(EI)	ADF	-۲/۳۳ (۰/۴۱۵)	-۱۳/۵۰ (۰/۰۰۰)	Log(PMI)	ADF	-۱/۵۸ (۰/۸۰۰)	-۱۵/۳۳ (۰/۰۰۰)
	PP	-۲/۱۳ (۰/۵۲۶)	-۱۳/۵۰ (۰/۰۰۰)		PP	-۱/۵۲ (۰/۸۱۹)	-۱۵/۳۲ (۰/۰۰۰)
	K.P.S.S	۱/۳۷	۰/۰۶		K.P.S.S	۱/۹۱	۰/۱۸
Log(NEI)	ADF	-۲/۰۴ (۰/۵۷۶)	-۱۱/۰۸ (۰/۰۰۰)	Log(GOL)	ADF	-۱/۷۲ (۰/۷۴۲)	-۱۵/۵۳ (۰/۰۰۰)
	PP	-۱/۹۴ (۰/۶۳۱)	-۱۱/۲۲ (۰/۰۰۰)		PP	-۱/۶۶ (۰/۷۶۶)	-۱۵/۵۹ (۰/۰۰۰)
	K.P.S.S	۱/۴۶	۰/۱۱		K.P.S.S	۱/۹۴	۰/۲۳
Log(BMI)	ADF	-۲/۴۵ (۰/۳۵۳)	-۱۲/۵۷ (۰/۰۰۰)	Log(OP)	ADF	-۲/۷۸ (۰/۲۰۷)	-۱۳/۹۶ (۰/۰۰۰)
	PP	۰/۴۱ (۰/۸۰۱)	-۱۲/۷۵ (۰/۰۰۰)		PP	-۲/۴۲ (۰/۳۶۹)	-۱۳/۵۴ (۰/۰۰۰)
	K.P.S.S	۱/۳۹	۰/۰۶۳		K.P.S.S	۱/۳۳	۰/۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

با استفاده از نرم‌افزار آکس متریک[4](از کرولزیگ[5]) مدل‌های مارکف سوییچینگ با توجه به رویکرد همیلتون برآورد شده است. مدل‌های مارکف - سوئیچینگ با دو وضعیت برآورد و با استفاده از

[1] Augmented Dickey-Fuller test (ADF)
[2] Phillips-Perron test (PP)
[3] Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

[4].Oxmetrics
[5].Krolzig

معیارهای آکائیک(AIC) و آماره (LR) بهترین مدل‌های مارکف سوئیچینگ انتخاب شده‌اند. بر اساس معیار آکائیک بهترین مدل برای هر یک از متغیرها انتخاب شده است. جدول(۴) بیانگر خروجی‌های مدل مارکف-سوئیچینگ متغیرهای مورد استفاده است. با توجه به اینکه تمامی متغیرها با تفاضل مرتبه اول، ایستا شدند لذا از DLog متغیرها برای برآورد استفاده شده است. بر اساس برآورد صورت گرفته، سطح احتمال آماره (LR) برای فرضیه صفر (خطی بودن) برابر با (۰،۰۰۰) می‌باشد و نشان‌دهنده آن است که برای این سری زمانی فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رد می‌شود و می‌توان مدل مارکف سوئیچینگ (MS) را برآورد نمود. معیار قضاوت برای نوع رژیم رفتاری متغیرهای مورد پژوهش بر اساس μ بوده است. اگر μ مثبت و معنادار باشد نشانگر رژیم افزایش (رونق) است در غیر این صورت μ منفی و معنادار بیانگر رژیم کاهشی (رکود) برای متغیرهای پژوهش است. با توجه به اینکه در تمامی مدل‌ها μ_0 دارای ضریبی مثبت و معنادار بوده نشانگر رژیم صفر یا رژیم افزایش (رونق) و μ_1 دارای ضریبی منفی و معنادار نشانگر رژیم یک یا رژیم کاهش (رکود) است. برآورد مدل شاخص قیمت مواد غذایی FPI بیانگر آن است که سطح احتمال هر دو رژیم تقریباً مشابه است و تفاوت اندکی با یکدیگر دارند.

در جدول (۴) وضعیت رژیم‌های رفتاری متغیرهای مورد پژوهش طی دوره زمانی بر حسب میانگین طول مدت و تعداد ماه‌های هر رژیم ارائه شده است. نتایج بیانگر آن است که میانگین طول دوره رژیم صفر (افزایش یا رونق) برای متغیر قیمت مواد غذایی (FPI) برابر با ۴،۷ ماه و برای رژیم یک برابر با ۴،۵ ماه بوده است. همچنین ۱۶۸ ماه (۵۰،۸٪) در رژیم رونق و ۱۶۳ ماه (۴۹،۲٪) در رژیم رکود قرار داشته است. به این ترتیب مدل FPI از حیث رژیم‌های رونق و رکود شرایط متقارنی را در دوره مورد بررسی دارا بوده است. میانگین طول دوره رژیم‌های صفر و یک برای شاخص قیمت انرژی (EI) به ترتیب ۲۳،۵ و ۲،۲ ماه است. تعداد ماههای رژیم صفر ۳۰۵ ماه (۹۲،۲٪) بوده که رژیم افزایش (رونق) غالب است. میانگین طول دوره رژیم‌های صفر و یک برای شاخص قیمت غیرانرژی (NEL) به ترتیب ۷ و ۱۰،۸ ماه است. تعداد ماههای رژیم یک ۲۰۵ ماه (۶۱،۹٪) بوده که رژیم کاهش (رکود) غالب است. میانگین طول دوره رژیم‌های صفر و یک برای شاخص قیمت فلزات اساسی (BMI) به ترتیب ۱۰،۴ و ۱۰،۹ ماه است. تعداد ماههای رژیم یک ۱۷۵ ماه (۵۲،۹٪) بوده که رژیم کاهش (رکود) غالب است. میانگین طول دوره رژیم‌های صفر و یک برای شاخص قیمت فلزات و مواد معدنی (MMI) به ترتیب ۶ و ۸/۷ ماه است. تعداد ماههای رژیم یک ۲۰۰ ماه (۶۰،۴٪) بوده که رژیم کاهش (رکود) غالب است. میانگین طول دوره رژیم‌های صفر و یک برای قیمت طلا (GOL) به ترتیب ۲،۳ و ۴،۸ ماه است. تعداد ماههای رژیم یک ۲۲۶ ماه (۶۸،۳٪) بوده که رژیم کاهش (رکود) غالب است. میانگین طول دوره رژیم‌های صفر و یک برای قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت (OP) به ترتیب ۱۴ و ۱،۸ ماه است. تعداد ماههای رژیم صفر ۲۹۳ ماه (۸۸،۵٪) بوده که رژیم افزایش (رونق) غالب است. بطور کلی می‌توان گفت که مدل‌های GOL, EI, OP,MMI,NEI and PMI دارای میانگین طول دوره رژیم‌های متفاوتی هستند که این موضوع نشان می‌دهد طول دوره رژیم‌های کاهشی و افزایشی نامتقارن است و در مدل‌های EI and OP طول دوره‌های افزایشی طولانی‌تر از دوره-های منفی می‌باشد و در مدل‌های GOL, MMI,NEI and PMI برعکس است. مدل BMI دارای طول دوره رژیم‌های متقارنی است.

جدول (۴): برآورد مدل مارکف-سوئیچینگ

	DLog(FPI)	DLog(EI)	DLog(NEI)	DLog(BMI)	DLog(MMI)	DLog(PMI)	DLog(GOL)	DLog(OP)
μ_0	۰/۰۱۳ (۳/۷۳)	۰/۰۲۲ (۴/۳۱)	۰/۰۱۹ (۴/۸۳)	۰/۰۲۴ (۴/۶۶)	۰/۰۳۲ (۵/۶۸)	۰/۰۳۶ (۴/۵۹)	۰/۰۳۲ (۶/۸۸)	۰/۰۲۸ (۳/۸۳)
μ_1	-۰/۰۱۱ (-۳/۰۹)	-۰/۰۱۳ (-۶/۱۷)	-۰/۰۰۸ (-۳/۳۵)	-۰/۰۱۶ (-۲/۰۴)	-۰/۰۱۵ (-۳/۰۷)	-۰/۰۰۹ (-۳/۰۵)	-۰/۰۰۹ (-۳/۴۸)	-۰/۱۰۱ (-۵/۰۳)
σ_0	۰/۰۱۶	۰/۰۶۱	۰/۱۵۲	۰/۰۳۲	۰/۰۳۱	۰/۰۴۷	۰/۰۴۶	۰/۰۶۳
σ_1	۰/۰۴۵	۰/۲۴۱	۰/۰۴۴	۰/۰۸۱	۰/۰۹۷	۰/۰۲	۰/۰۱۹	۰/۳۳۱
$P_{0\|0}$	۰/۷۵۳	۰/۹۵	۰/۸۲۳	۰/۸۷۳	۰/۷۷۴	۰/۵۲	۰/۵۵۶	۰/۹۰۱
$P_{1\|1}$	۰/۷۵۵	۰/۵۲	۰/۸۹۴	۰/۸۸۴	۰/۸۵۶	۰/۷۹	۰/۷۸۵	۰/۴۴
میانگین طول مدت رژیم اول(ماه)	۴/۷	۲۳/۵	۷	۱۰/۴	۶	۲/۲	۲/۳	۱۴
میانگین طول مدت رژیم دوم(ماه)	۴/۵	۲/۲	۱۰/۸	۱۰/۹	۸/۷	۵/۲	۴/۸	۱/۸
تعداد ماههای در رژیم اول	۱۶۸ (۵۰/۸)	۳۰۵ (۹۲/۲)	۱۲۶ (۳۸/۱)	۱۵۶ (۴۷/۱)	۱۳۱ (۳۹/۶)	۹۷ (۲۹/۳)	۱۰۵ (۳۱/۷)	۲۹۳ (۸۸/۵)
تعداد ماههای در رژیم دوم (ماه)	۱۶۳ (۴۹/۲)	۲۶ (۷/۸)	۲۰۵ (۶۱/۹)	۱۷۵ (۵۲/۹)	۲۰۰ (۶۰/۴)	۲۳۴ (۷۰/۷)	۲۲۶ (۶۸/۳)	۳۸ (۱۱/۵)
AIC	-۴/۶۰	-۲/۳۲	-۴/۶۴	-۳/۳۷	-۳/۴۱	-۳/۷۵	-۳/۹	-۲/۰۹
Log-Likelihood	۷۶۹/۹۷	۳۹۱/۱۸	۷۷۷/۵۵	۵۶۵/۰۴	۵۷۲/۴۲	۶۲۸/۱۲	۶۵۳/۸۸	۳۵۳/۵۰
Linearity LR-test	۸۷/۰۷ (۰/۰۰۰)	۶۸/۷۰ (۰/۰۰۰)	۱۲۱/۵۱ (۰/۰۰۰)	۸۹/۰۱ (۰/۰۰۰)	۹۴/۵۹ (۰/۰۰۰)	۳۶/۹۶ (۰/۰۰۰)	۳۹/۹۱ (۰/۰۰۰)	۱۲۳/۶۷ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته های پژوهش

با توجه به اینکه مشخص گردید رژیم صفر، افزایش (رونق) و رژیم یک، کاهش (رکود) است لذا یکی دیگر از بررسی‌ها در مدل مارکف سوئیچینگ مفهوم ماتریس احتمالات گذار است. بدین معنی که احتمال تغییر رژیم از افزایش (رونق) به کاهش (رکود) یا کاهش (رکود) به افزایش (رونق) و یا ماندن در هر رژیم (افزایش یا کاهش) به چه میزان است. ماتریس احتمالات گذار برای هر کدام از متغیرهای پژوهش در جدول (۴) ارائه شده است. بر اساس نتایج حاصل از ماتریس احتمالات متغیر قیمت مواد غذایی (FPI) مشخص گردید که احتمال ماندن در رژیم کاهش (رکود) برابر ۷۵/۵ درصد بوده، اما احتمال ماندن در رژیم افزایش (رونق) برابر ۷۵/۳ درصد است. بعلاوه احتمال گذار از رژیم کاهش (رکود) به رژیم افزایش (رونق) برابر ۲۴/۵ درصد بوده و احتمال گذار از رژیم افزایش (رونق) به رژیم کاهش (رکود) معادل ۲۴/۷ درصد است. ماتریس احتمالات شاخص قیمت انرژی (EI) بیانگر احتمال ماندن در رژیم افزایش برابر ۹۵ درصد بوده، اما احتمال ماندن در رژیم کاهش (رکود) برابر ۵۲ درصد است. همچنین احتمال گذار از رژیم کاهش (رکود) به رژیم رونق (افزایش) برابر ۴۸ درصد بوده و احتمال گذار از رژیم افزایش (رونق) به رژیم کاهش (رکود) معادل ۵ درصد است. ماتریس احتمالات شاخص قیمت غیرانرژی (NEL) بیانگر احتمال ماندن در رژیم افزایش برابر ۸۲/۳ درصد بوده، اما احتمال ماندن در رژیم کاهش (رکود) برابر ۸۹/۴ درصد است. احتمال گذار از رژیم کاهش (رکود) به رژیم رونق (افزایش) برابر ۱۰/۶ درصد بوده و احتمال گذار از رژیم افزایش (رونق) به رژیم کاهش (رکود) معادل ۱۷/۷درصد است. ماتریس احتمالات شاخص قیمت فلزات اساسی (BMI) بیانگر احتمال ماندن در رژیم افزایش برابر ۸۷/۳ درصد بوده، اما احتمال ماندن در رژیم کاهش (رکود) برابر ۸۸/۴ درصد است. احتمال گذار از رژیم کاهش (رکود) به رژیم رونق (افزایش) برابر ۱۱/۶ درصد بوده و احتمال گذار از رژیم افزایش (رونق) به رژیم کاهش (رکود) معادل ۱۲/۷درصد است. ماتریس احتمالات شاخص قیمت فلزات و مواد معدنی (MMI) بیانگر احتمال ماندن در رژیم افزایش برابر ۷۷/۴ درصد بوده، اما احتمال ماندن در رژیم کاهش (رکود) برابر ۸۵/۶ درصد است. احتمال گذار از رژیم کاهش (رکود) به رژیم رونق (افزایش) برابر ۱۴/۴ درصد بوده و احتمال گذار از رژیم افزایش (رونق) به رژیم کاهش (رکود) معادل ۲۲/۶درصد است. ماتریس احتمالات قیمت طلا (GOL) بیانگر احتمال ماندن در رژیم افزایش برابر ۵۵/۶ درصد بوده، اما احتمال ماندن در رژیم کاهش (رکود) برابر ۷۸/۵ درصد است. احتمال گذار از رژیم کاهش (رکود) به رژیم رونق (افزایش) برابر ۲۱/۵ درصد بوده و احتمال گذار از رژیم افزایش (رونق) به رژیم کاهش (رکود) معادل ۴۴/۴ درصد است. ماتریس احتمالات قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت (OP) بیانگر احتمال ماندن در رژیم افزایش برابر ۹۰/۱ درصد بوده، اما احتمال ماندن در رژیم کاهش (رکود) برابر ۴۴ درصد است. احتمال گذار از رژیم کاهش (رکود) به رژیم رونق (افزایش) برابر ۵۶ درصد بوده و احتمال گذار از رژیم افزایش (رونق) به رژیم کاهش (رکود) معادل ۹/۹ درصد است. می‌توان نتیجه گرفت که با توجه به احتمالات انتقال، در مدل‌های مرتبط با GOL,MMI,NEI and PMI رژیم یک (رکود) پایدارتر است.

انطباق زمانی سیکل‌ها: با توجه به مطالب بیان‌شده، مدل‌های مارکف-سوئیچینگ از متغیرهای سری زمانی یک متغیره برآورد شد و خصوصیات آنها مورد ارزیابی قرار گرفت. یکی از اهداف این مطالعه، بررسی وجود هرگونه رابطه‌ای میان سیکل‌های شاخص قیمت مواد غذایی (FPI) با شاخص قیمت انرژی (EI)، شاخص قیمت غیرانرژی (NEL)، شاخص قیمت فلزات اساسی (BMI)، شاخص قیمت فلزات و مواد معدنی (MMI)، شاخص قیمت فلزات گرانبها (PMI)، قیمت طلا (GOL) و قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت (OP) می‌باشد. به‌منظور دستیابی به این هدف، می‌توان آزمون نمود که آیا زمان‌یابی سیکل‌های متغیرهای مذکور مشابه هم هستند یا خیر. یکی دیگر بررسی انطباق زمانی

سیکل‌ها می‌باشد. انطباق زمانی یا همزمانی یا هم-حرکتی به معنای آن بود که نقاط چرخش سیکل دو متغیر از یک مرحله به مرحله دیگر مانند هم و تقریباً در یک زمان اتفاق میافتد. بنابراین تحلیل هم‌حرکتی به دو بعد؛ سمت و سوی چرخش و زمان چرخش مربوط می‌شود. به این معنی که آیا دوره‌های رونق شاخص قیمت مواد غذایی با رژیم‌های سایر متغیرهای بکارگرفته شده همبسته است یا خیر. همانطور که مطرح شد، در این مطالعه اثر FPI به‌عنوان متغیر مرجع و سیکل‌هایش به‌عنوان سیکل‌های مرجع در نظر گرفته‌شده است. به‌منظور دستیابی به این هدف از شاخص تطابق یا مطابقت[1](CI) هاردینگ و پگن[2] (۲۰۰۶) استفاده شده است. شاخص تطابق (CI)، یک آماره ناپارامتریکی می‌باشد که نشان‌دهنده نسبتی از زمان است که در آن دو متغیر در رژیم مشابهی قرار دارند. برای دو متغیر x_t و y_t در $t=1,2,\ldots,T$، $S_{xt}\left(S_{yt}\right)$ متغیر مجازی است. مقدار یک را در زمانی‌که x_t و y_t در رژیم صفر هستند و مقدار صفر را در زمانی‌که آن دو متغیر در رژیم صفر نباشند در نظر گرفته می شوند. در نتیجه شاخص تطابق (CI) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$CI = T^{-1}\left\{\sum_{t=1}^{T} S_{xt}S_{yt} + \sum_{t=1}^{T}\left(1-S_{xt}\right)\left(1-S_{yt}\right)\right\}. \quad (1)$$

به‌عنوان مثال، مقدار ۰/۸ برای این شاخص بیانگر آن‌است که دو متغیر در ۸۰ درصد در رژیم‌های مشابه هستند. همان‌طورکه مطرح شد شاخص تطابق (CI) بیانگر نسبتی از زمان است که دو متغیر در رژیم مشابهی هستند. درضمن این شاخص بین صفر و یک محدود شده‌است. مقدار این شاخص زمانی برابر یک است که رابطه $S_{xt}=S_{yt}$ برقرار است و زمانی مقدار صفر را دارد که رابطه $S_{yt}=\left(1-S_{xt}\right)$ برقرار است. بنابراین چنانچه $CI=1$ باشد دو سری را موافق ادوار و $CI=0$ باشد دو سری ضد ادوار خواهند بود. این امر طبیعی است که داشتن یک شاخص مطابقت بالا به معنی سیکل متعارف بالا است. با این حال، سؤال این است که چه میزان این شاخص به‌عنوان موافق ادوار تفسیر می‌شود؟ حتی برای دو سری نامرتبط، ممکن است مقدار انتظاری شاخص مطابقت برابر با ۰/۵ یا بیشتر باشد. می‌توان فرمول شاخص تطابق با مطابقت را به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$CI = 1+2T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{xt}S_{yt} - \mu_{Sx} - \mu_{Sy} = 1+2\rho_S\sigma_{Sx}\sigma_{Sy} + 2\mu_{Sx}\mu_{Sy} - \mu_{Sx} - \mu_{Sy}, \quad (2)$$

به‌طوری‌که ρ_S ضریب همبستگی تخمینی بین S_{xt} و S_{yt} است. اگر $S_{xt}=S_{yt}$ یا $S_{yt}=\left(1-S_{xt}\right)$، سپس $\sigma_{Sx}\sigma_{Sy}=\sigma_{Sx}^2$؛ از این‌رو، مقدار یک برای این شاخص با $\rho_S=1$ و مقدار صفر با $\rho_S=0$ برابر

[1]. Concordance Index

[2] Harding & Pagan

است. بنابراین، $\rho_S = 1(\rho_S = -1)$ نشان می‌دهد که دو سیکل کاملاً به‌طور مثبت (منفی) همزمان[1] شده‌اند و زمانی‌که $\rho_S = 0$ همزمان نیستند.

$$E(CI) = 1 + 2\mu_{Sx}\mu_{Sy} - \mu_{Sx} - \mu_{Sy}. \quad (۳)$$

مقدار انتظاری در هر رژیمی می‌تواند با تقسیم تعداد دوره‌ها در رژیم بر T اندازه‌گیری شود. اکنون، این مقدار انتظاری می‌تواند با مقدار محاسبه‌شده از سری‌ها مقایسه‌شود. اگر اولی کوچک‌تر از دومی باشد، می‌توان بیان کرد که پیوندی بین سیکل‌ها وجود دارد. این موضوع حاکی از آن‌است‌که تعداد دوره‌هایی که سری‌ها در وضعیت‌های مشابه هستند بیشتر از زمانی است‌که ناهمبسته باشند. اگر اولی بزرگ‌تر از دومی باشد، می‌توان نتیجه گرفت که این سری‌ها ضد ادواری هستند. با این حال، این موضوع نشان می‌دهد که آیا نسبت این دو از نظر آماری متفاوت از یک است یا خیر.یک مشکل این شاخص به مقادیر انتظاری S_{xt} و S_{yt} مربوط است. فرض کنید که میانگین S_{xt} و S_{yt} برابر با ۰/۵ باشد و این دو سری ناهمزمان هستند. سپس، مقدار انتظاری شاخص مطابقت ۰/۵ خواهد شد و فرض

$$CI^{corr} = 2T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(S_{xt} - \bar{S}_x)(S_{yt} - \bar{S}_y). \quad (۴)$$

یکی از کاستی‌های شاخص مطابقت این‌است‌که اجازه آزمون آماری را نمی‌دهد. هاردینگ و پگن(۲۰۰۶) پیشنهاد داده‌اند که می‌توان از یک مدل رگرسیون برای مقابله با این مشکل استفاده کرد.

فرض‌کنید که دو سری به‌طور آماری ناهمبسته هستند ($\rho_S = 0$)، مقدار انتظاری این شاخص برابر می‌شود با:

اینکه آنها ناهمبسته هستند مورد قبول واقع می‌شود. با این حال، اگر رژیمی که مقدار یک را بگیرد دارای طول مدت بیشتر از سایرین باشد، مقادیر میانگین سری‌ها بالاتر از ۰/۵ خواهد شد. اکنون فرض کنید که میانگین‌ها ۰/۸ هستند؛ بنابراین، شاخص تطابق انتظاری عدد ۰/۶۸ خواهد شد، که بزرگ‌تر از ۰/۵ است و ممکن است تصور شود که دو سری سیکل‌های مشابهی دارند، هرچند که آنها به هم مرتبط نیستند. بنابراین، مقدار میانگین سری‌ها در محاسبه در نظرگرفته‌شده‌است. بدین منظور، شاخص مطابقت تصحیح‌شده میانگین در نظر گرفته شده است(آرتیس[2] و همکاران، ۲۰۰۴). $\bar{S}_x = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} S_{xt}$ احتمال تخمینی‌بودن در رژیم اول را نشان می‌دهد. سپس شاخص مطابقت تصحیح‌شده میانگین[3] به‌صورت زیر خواهد بود:

برای انجام این کار می‌توان از رگرسیون زیر استفاده کرد:

1. synchronize
2. Artis
3. Mean corrected concordance index

$$\sigma_{sy}^{-1}S_{yt} = \alpha_1 + \rho_S \sigma_{sx}^{-1}S_{xt} + u_t. \quad (۵)$$

فرضیه $\rho_S = 0$ را با استفاده از ضریب $t-ratio$ می‌توان آزمون نمود. در این رگرسیون، زمانی‌که فرضیه صفر درست است، جمله خطا دارای همبستگی سریالی S_{yt} می‌شود. در مجموع، S_{yt} به‌طور قویی همبسته سریالی است؛ از این‌رو، خطای معیار تخمینی قویی استفاده شده است (مانند روش HAC Newey-West). به نظر هاردینگ و پگن در CI ρ_S یکنواخت[1] است؛ بنابراین، می‌توان تمرکز را از CI به ρ_S که از تخمین معادله (۷) بدست آمده، برد. جدول(۵) بیانگر مقادیر (CI)، $E(CI)$ و ρ برای هر جفت متغیرها است که با استفاده از مدل‌های مارکف-سوئیچینگ محاسبه شده است.

جدول (۵): شاخص مطابقت بین شاخص قیمت مواد غذایی (FPI) با شاخص‌های قیمت فلزات و نفت خام

	EI & FPI	NEI & FPI	BMI & FPI	MMI & FPI	GOL & FPI	PMI & FPI	OP & FPI
(CI)	۰/۵۴	۰/۷۰	۰/۶۰	۰/۶۲	۰/۵۶	۰/۵۷	۰/۵۵
$E(CI)$	۰/۵۱	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۵۱
$\hat{\rho}$	۰/۰۱	۰/۶۷	۰/۲۴	۰/۳۷	۰/۲۹	۰/۳۸	۰/۰۱
$t-ratio$	(۲/۱۳۲)	(۸/۱۸۵)	(۳/۷۷۲)	(۴/۵۰۶)	(۲/۵۴۶)	(۳/۱۱۹)	(۲/۵۲۹)
CI^{corr}	۰/۰۳	۰/۲۰	۰/۱	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به محاسبات صورت‌گرفته شاخص مطابقت ۰/۵۴ بین EI & FPI نشان می‌دهد که این دو متغیر در ۵۴ درصد از زمان در رژیم یا وضعیت مشابه (به‌عنوان مثال در کاهش یا افزایش یافتن باهمدیگر) هستند. اما، اگر آنها مستقل باشند در ۵۱ درصد از زمان در رژیم مشابه قرار می‌گیرند. بنابراین EI & FPI با یکدیگر مرتبط هستند. همچنین نسبت (CI) به $E(CI)$ بزرگ‌تر از یک است و EI & FPI موافق چرخه‌ای هستند. در خصوص NEI ,BMI,MMI, PMI, GOL and OP به همین صورت می‌باشد. همچنین همبستگی برآورد شده میان FPI با EI,NEI,BMI, MMI, PMI, GOL and OP مثبت و در نتیجه موافق چرخه‌ای بوده است. با توجه به جدول (۶)، $t-ratio$ معنی‌دار بوده و در نتیجه سیکل‌های متغیر FPI با سایر متغیرهای مورد بررسی از منظر آماری به طور همزمان معنادار می‌باشد.

[1]. monotonic

جدول (۶): انطباق زمانی میان FPI با شاخص‌های قیمت فلزات و نفت خام به تفکیک رژیم‌ها

		EI & FPI	NEI & FPI	BMI & FPI	MMI & FPI	PMI & FPI	GOL & FPI	OP & FPI
اولین رژیم شاخص قیمت مواد غذایی	CI	۰/۱۱	۰/۸۲	۰/۶۳	۰/۷۲	۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۱۶
دومین رژیم شاخص قیمت مواد غذایی	CI	۰/۹۵	۰/۵۸	۰/۵۷	۰/۵۱	۰/۳۷	۰/۳۸	۰/۹۳

منبع: یافته های پژوهش

به منظور روشن‌شدن بیشتر الگو، دوره زمانی به دو گروه تقسیم و رابطه میان FPI با سایر متغیرها بررسی‌شد. گروه اول، در زمانی که FPI در اولین رژیم (رونق) قرار دارد در نظرگرفته شده است. گروه دوم، در زمانی است که FPI در دومین رژیم (رکود) قرار دارد. نتایج بیانگر آن است که ارتباط میان FPI باNEI,PMI,GOL and MMI در رژیم صفر (رونق) و ارتباط میان FPI با OP در رژیم یک (رکود) دارای پیوند قوی‌تری نسبت به کل نمونه بوده‌اند.

۶ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در علم اقتصاد مطالعه روابط بین بازارها و متغیرهایی که با نوسانات قابل توجهی همراه هستند، بسیار حائز اهمیت است. شناخت این روابط به سیاستگذاران کمک می‌کند تا ضمن اصلاح الگوی رفتاری، اقدام به پیش‌بینی مناسب متغیرهای تصادفی نمایند. این مقاله سیکل‌های مواد غذایی، نفت و فلزات با استفاده از الگوهای مارکف-سوئیچینگ با ساختار مؤلفه‌ای طی دوره زمانی فوریه ۱۹۹۵ تا آگوست ۲۰۲۲ را مورد بررسی و تحلیل قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مواد غذایی از لحاظ رژیم‌های رونق و رکود شرایط متقارنی را در دوره مورد مطالعه بیان می‌کند. همچنین در مدل‌های مرتبط با قیمت طلا، قیمت فلزات و مواد معدنی، رژیم یک (رکود) پایدارتر است. در مدل‌های قیمت نفت و شاخص قیمت انرژی طول دوره‌های افزایشی طولانی‌تر از دوره‌های کاهشی می‌باشد. این موضوع در مدل‌های قیمت طلا، و مواد معدنی برعکس است. در خصوص انطباق سیکلی مشخص گردید که همبستگی برآورد شده میان شاخص قیمت مواد غذایی با قیمت انرژی، قیمت مواد معدنی، قیمت طلا و قیمت نفت مثبت و در نتیجه موافق چرخه‌ای بوده است. ارتباط میان شاخص قیمت مواد غذایی، و قیمت طلا در رژیم صفر (رونق) و ارتباط میان شاخص قیمت مواد غذایی با قیمت نفت در رژیم یک (رکود) نسبت به کل دوره قوی‌تر بوده‌اند.

نتیجه دیگر اینکه تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذايي تا اندازه زیادی به ساختار اقتصادی کشورها وابسته است. در عین حال گرچه امکان دارد که شیوه اثرگذاری قیمت نفت بر قیمت مواد غذايي در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت متفاوت باشد، اما در نهایت همه کشورها از اثرات منفي افزایش قیمت مواد غذایی در امان نخواهند بود. بر اساس یافته‌های این مقاله پیشنهاد می‌گردد: ۱- به منظور جلوگیری از کاهش دسترسي اقتصادی به مواد غذايي مي‌توان از یک سو کاربرد نوعی تدبیر (دیپلماسی انرژی در سطح بین‌المللی) در مورد منطقی شدن قیمت نفت را تشویق کرد. از سوی دیگر با بهبود سرمایه‌گذاری‌های زیربنايي و به کارگیری فناوری نوین در بخش کشاورزی، زمینه را برای تولید پایدار و باثبات مواد غذايي در کشورها را فراهم آورد. در عین حال تغییر الگوی کشت به سمت غلات راهکار مؤثری برای کشورهایی است که وابستگی زیادی به مواد غذایی دارند. ۲- با توجه به همزمانی سیکل‌های مربوط به متغیرها و رفتارهای

آن در رژیم مختلف پیشنهاد می‌گردد در زمان وقوع بحران اقتصادی و مالی یا تنش‌های سیاسی و موارد مشابه (مانند کووید ۱۹) در طول زمان بحران با پیش‌بینی قیمت در هر بازار (اعم از نفت، طلا و فلزات گرانبها) بتوان با ارائه سیاست‌های مناسب آثار منفی ناشی از شوک‌ها را کاهش داد. ۳- پیشنهاد می‌گردد در طول بحران‌ها و شوک‌های داخلی و خارجی، اقداماتی جهت تثبیت قیمت محصولات کشاورزی (در راستای حفاظت از رفاه کشاورزان و مصرف کنندگان) و جلوگیری از نوسانات ناشی از تغییرات قیمت نفت از سوی سیاستگذاران انجام گیرد. ۴- پیشنهاد می‌گردد که کشورهایی که ظرفیت سرمایه‌گذاری در منابع انرژی تجدیدپذیر یا بهبود زیرساخت‌های حمل‌ونقل برای کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی و کاهش هزینه‌های عرضه کالاها به بازار اقدام کنند. ۵- حمایت از تحقیق و توسعه یا ارائه کمک به کشاورزان خرده‌مالک برای کمک به آنها جهت دسترسی به منابع مورد نیاز بسیار مهم است. اقداماتی که باعث ایجاد امنیت غذایی می‌شود، به ویژه ارتقای تولید داخلی و بهبود سیستم‌های ذخیره و توزیع مواد غذایی برای کاهش خطر کمبود مواد غذایی یا افزایش قیمت، کلیدی هستند.

منابع

Adeosun, O. A., Olayeni, O. R., Tabash, M.I., & Anagreh, S. (2023). Revisiting the Oil and Food Prices Dynamics: A Time Varying Approach. *Journal of Business Cycle Research*, https://doi.org/10.1007/s41549-023-00083-3

Adeosun, O. A., Olayeni, O. R., & Ayodele, O. S. (2021). Oil-food price dynamics in an oil-dependent

emerging economy. *International Journal of Energy Sector Management*, 15(1): 36-57.

Akram, Q. F. (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics*, 31: 838-851.

Alghalith, M. (2010). The interaction between food prices and oil prices. *Energy Economics*, 32: 1520–1522.

Al-Maadid, A., Caporale, G.M., Spagnolo, F., & Spagnolo, N. (2017). Spillovers between food and energy prices and structural breaks. *International Economics*, 150: 1-18.

Alom, F., Ward, B. D., & Hu, B. (2013). Macroeconomic effects of world oil and food price shocks in

Asia and Pacific economies: Application of SVAR models. *OPEC Energy Review*, 37(3): 327–372.

Anand, R., & Prasad, E. S. (2010). *Optimal price indices for targeting inflation under incomplete markets*. Working Paper 16290, National Bureau of Economic Research.

Anand, R., Ding, D., & Tulin, V. (2014). *Food Inflation in India: The Role for Monetary Policy*. IMF Working Paper WP/14/178, International Monetary Fund.

Anand, R., Prasad, E. S., & Zhang, B. (2015). What measure of inflation should a developing country central bank target?. *Journal of Monetary Economics*, 74: 102-116

Aoki, K. (2001). Optimal monetary policy responses to relative-price changes. *Journal of Monetary Economics*, 48: 55-80.

Arshad, F.M., & Hameed, A.A.A. (2009). The long run relationship between petroleum and cereals prices, *Global Economy and Finance Journal*, 2 (2): 91-100.

Avalos, F., & Lombardi, M. (2015). *The biofuel connection: impact of US regulation on oil and food prices*. In: BIS Working Papers, No 487.

Baffes, J. (2007). Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, 32 (3): 126-134.

Baffes, J., & Kabundi, A. (2023). Commodity Price Shocks : Order within Chaos ?. *Resources Policy*, 83, June, 103640: https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103640

Baltzer, K. (2013). *International to domestic price transmission in fourteen developing countries during the 2007–08 food crisis*. WIDER Working Paper 2013/031.United Nations University.

Bhattacharya, R., & Jain, R. (2020). Can monetary policy stabilise food inflation? Evidence from advanced and emerging economies. *Economic Modelling*, 89: 122-141.

Catao, L. A., & Chang, R. (2015). World food prices and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 75: 69-88.

Cha, K.S., Bae, J.H. (2011). Dynamic impacts of high oil prices on the bioethanol and feedstock markets. *Energy Policy*, 39: 753–760.

Chang, C.-L., Liu, C.-P., & McAleer, M. (2019). Volatility spillovers for spot, futures, and ETF prices in

agriculture and energy. *Energy Economics*, 81: 779–792.

Chen, S., Kuo, H., & Chen, C. (2010). Modelling the relationship between the oil price and global food prices. *Applied Energy*, 87 (7): 2517-2525.

Dadgar, Y., Fahimifar, F., & Nazari, R. (2020). Analyzing the Synchronization of Exchange Rate Cycles with Oil Price, Gold Price, and Stock Value in Iran: A Markov-Switching Model with Component Structure. *Journal of Economics & Modelling*, 11(3): 151-193 (in Persian).

Dahl, R. E., Oglend, A., & Yahya, M. (2020). Dynamics of volatility spillover in commodity markets:

Linking crude oil to agriculture. *Journal of Commodity Markets*, 20, 100111. https:// doi. org/ 10.

1016/j. jcomm. 2019. 100111

Durevall, D., Loening, J.L., & Ayalew Birru, Y. (2013). Inflation dynamics and food prices in Ethiopia, *Journal of Development Economics*, 104: 89-106.

FAO, (2022), The importance of Ukraine and the Russian Federation for global agricultural markets and the risks associated with the current conflict 25 March 2022 Update.

Galesi, A., & Lombardi, M.J. (2009). *External shocks and international inflation linkages: a global VAR analysis*. In: Working Paper Series, No. 1026.

Ginn, W., & Pourroy, M. (2019). Optimal monetary policy in the presence of food price subsidies. *Economic Modelling*, 81: 551-575.

Ginn, W., & Pourroy, M. (2020). Should a central bank react to food inflation? Evidence from an estimated model for Chile. *Economic Modelling*, 90: 221-234.

Hakro, A.N., & Omezzine, A.M. (2010). Macroeconomic effects of oil and food price shocks to the Oman economy. *Middle Eastern Finance and Economics*, (6): 72-90.

Hammoudeh, S., Nguyen, D. K., Sousa, R. M. (2015). Us monetary policy and sectoral commodity prices. *Journal of International Money and Finance*, 57: 61-85.

Harding, D., & Pagan, A. (2006). Synchronization of cycles. *Journal of Econometrics*, 132 (1): 59–79.

Heady, D., & Fan, S. (2008). Anatomy of a crisis: the causes and consequences of surging food prices, *Agricultural Economics*. 39 (S1): 375-391.

Irz, X., Niemi, J., & Liu, X. (2013). Determinants of food price inflation in Finland-The role of energy. *Energy Policy*, 63: 656-663.

Jongwanich, J., & Park, D. (2011). Inflation in developing Asia: pass-through from global food and oil price shocks.

Asian-Pacific Economic Literature, 25 (1): 79-92.

Kaltalioglu, M., & Soytas, U. (2011). Volatility spillover from oil to food and agricultural raw material markets. *Modern Economy*, 2(2): 71–76.

Khalfaoui, R., Shahzad, U., Ghaemi Asl, M., & Sami Ben Jabeur, (2023). Investigating the spillovers between energy, food, and agricultural commodity markets: New insights from the quantile coherency approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 88 (Issue C): 63-80.

Kilian, L. (2008). Exogenous oil supply shocks: how big are they and how much do they matter for the U.S. economy?, *The Review of Economics and Statistics*, 90 (2): 216–240.

Koop, G., & Korobilis, D. (2011). UK macroeconomic forecasting with many predictors: Which models forecast best and when do they do so?. *Economic Modelling*, 28: 2307–2318.

Koop, G., & Korobilis, D. (2012). Forecasting inflation using dynamic model averaging. *International Economic Review*, 53(3): 867-886.

Koop, G. (2012). Using VARs and TVP-VARs with Many Macroeconomic Variables. Central European *Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 4, 143-167, working paper version.

Kuma, B., & Gata, G. (2023). Factors affecting food price inflation in Ethiopia: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Agriculture and Food Research*, 12, 100548: https://doi.org/10.1016/j.jafr.2023.100548

Lundberg, C., Skolrud, T., Adrangi, B., & Chatrath, A. (2021). Oil price pass through to agricultural

commodities. *American Journal of Agricultural Economics*, 103(2): 721-742.

Mawejje, J. (2016). Food prices, energy and climate shocks in Uganda. *Agricultural and Food Economics*, 4 (1): 1-18.

Mitchell, D. (2008). *A Note on Rising Food Prices*. In: Policy Research Working Paper, No. 4682. World Bank, Washington, DC. US.

Moknik, K., & Youseff, M. (2020). Empirical analysis of the cross-inter dependence between crude oil and agricultural commodity markets. *Review of Financial Economics*, 38(4): 635-654.

Mokni, K., & Ben-Salha, O. (2020). Asymmetric causality in quantiles analysis of the oil-food nexus

since the 1960s. *Resources Policy*, 69, 101874. https:// doi. org/ 10. 1016/j. resou rpol. 2020. 101874

Nazlioglu, S., & Erdem, C. (2013). Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets.

Energy Economics, 36: 658-665.

Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2011). World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from

an emerging market. *Energy Economics*, 33: 488-96.

Obadi, S.M. (2014). Are food prices affected by crude oil price: causality investigation. *Review of Integrative Business and Economic Research*, 3 (1): 411-427.

Olayungbo, D.O. (2021). Global oil price and food prices in food importing

and oil exporting developing countries: A panel ARDL analysis, *Heliyon*, 7: https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e06357

Pal, D., & Mitra, S. K. (2018). Interdependence between crude oil and world food-prices: A detrended

cross-correlation analysis. *Physica a: Statistical Mechanics and Its Applications*, 492: 1032-1044.

Paris, A. (2018). On the link between oil and agricultural commodity prices: Do biofuels matter? International Economics, 155: 75-88.

Peersman, G., Rüth, S.K., & Van der Veken, W. (2021). The interplay between oil and food commodity prices: Has it changed over time?. *Journal of International Economics*, 133, 103540 : https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2021.103540

Pourroy, M., Carton, B., & Coulibaly, D. (2016). Food prices and inflation targeting in emerging economies. *International Economics*, 146: 108-140

Samal, A., Ummalla, M., & Goyari, (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

Soto, C. (2003). *Non-traded goods and monetary policy trade-offs in a small open economy*. Working Paper 214, Central Bank of Chile.

Stock, JH., & Watson, MW. (2008). *Phillips Curve Inflation Forecasts*, NBER Working Paper No. 14322.

Taghizadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E.,Yoshino, N. (2019). Energy and Food Security: Linkages through Price Volatility. *Energy Policy*, 128: 796-806.

Tiwari, A. K., Khalfaoui, R., Solarin, S. A., & Shahbaz, M. (2018). Analyzing the time-frequency lead-

lag relationship between oil and agricultural commodities. *Energy Economics*, 76: 470-494.

Tiwari, A.K., Nasreen, S., Shahbaz, M., & Hammoudeh, S, (2020). Time-frequency causality and connectedness between international prices of energy, food, industry, agriculture and metals. *Energy Economics*, 85, 104529: doi: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104529

Tsay, R. S. (2002). *Analysis of financial time series*. Wiley.

Ulussever, T., Ertuğrul, HM., Kılıç Depren, S., Kartal, MT., & Depren, Ö. (2023). Estimation of Impacts of Global Factors on World Food Prices: A Comparison of Machine Learning Algorithms and Time Series Econometric Models. *Foods*, 12(4):873. https://doi.org/10.3390/foods12040873

Walsh, J. (2011). *Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation*. IMF Working Papers 11/71. International Monetary Fund.

Wodon, Q., & Zaman, H. (2010). Higher food prices in Sub-Saharan Africa: poverty impact and policy responses. *World Bank Research Observer*, 25 (1):157–176.

www.fao.org

volatility transmission from oil to agricultural commodities-The robust quantile regression approach. *Borsa Istanbul Review*, 20(S1), S11–S25.

Zhang, Z., & Qu, X. (2015). The effect of global oil price shocks on China's agricultural commodities. *Energy Economics*, 51: 354-364.

Zivkov, D., Manic, S., & Duraskovic, J. (2020). Short and long-term