The Journal of ECONOMICS & PLANNING Research
ISSN: 3115-7092 | doi 10.52547/eprj.30.2.39 | Summer 2025 | No. 2 | Vol. 30
PP 39-54

Factors Affecting Food Prices in D-8 Group Countries

Navid Kargar Dehbidi[1] | n_kargar@areeo.ac.ir
Mansour Zibaei[2] | zibaei@shirazu.ac.ir
Mohammad Hassan Tarazkar[3] | tarazkar@shirazu.ac.ir

Received: 06/May/2025 | Accepted: 07/Jan/2026

Abstract Food prices play a vital role in assessing food access. Rising food prices, along with declining real income and purchasing power, can increase household vulnerability, especially in developing nations. This study investigates the causes and factors contributing to price increases in D-8 group countries and develops strategies to enhance food security. The study focuses on Asian and African Islamic countries, which have varied climatic conditions impacting agriculture. Despite these differences, a substantial part of their populations faces food insecurity. In This study, according to stationary properties of the variables, the panel cointegration approach was applied. Also, based on the results of Pedroni and Kao cointegration tests, the short and long-run relationship was estimated by Error Correction Model (ECM) and Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS) respectively. The results indicate a long-term relationship between the variables studied and the food price index. In the long term, the exchange rate, energy prices, per capita income, money supply, and the trade balance of the agricultural sector contribute to increasing the food price index. Conversely, agricultural supply and the real interest rate decrease the food price index. As the signs of the model variables, it is suggested that in the time of macroeconomic policies and reforms, the effects of increasing exchange rates and energy prices on food vulnerability should be considered. Additionally, improving the agricultural sector's trade balance through appropriate infrastructure is essential. Furthermore, implementing a diversification policy in energy sources, such as the development of clean energy, can help reduce energy price fluctuations.

Keywords: Food price, Real exchange rate, Trade balance, Energy prices, Panel data, D-8 Group Countries.

JEL Classification: F10, Q18, Q40.

1. Assistant Professor, Economic, Social and Extension Research Department, West Azerbaijan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center (AREEO), Urmia, Iran (Corresponding Author).
2. Professor of Agricultural Economics, Shiraz University, Iran.
3. Associate Professor of Agricultural Economics, Shiraz University, Iran.

عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در کشورهای اسلامی گروه D-8

نوید کارگر ده‌بیدی | n_kargar@areeo.ac.ir
استادیار پژوهش، گروه تحقیقات اقتصادی، اجتماعی و ترویجی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان غربی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول).

منصور زیبایی | zibaei@shirazu.ac.ir
استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

محمدحسن طرازکار | tarazkar@shirazu.ac.ir
دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

مقاله پژوهشی

دریافت: ۱۴۰۴/۰۲/۱۶ | پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۱۷

چکیده: قیمت مواد غذایی از معیارهای مهم سنجشِ دسترسی به مواد غذایی است. افزایش قیمت مواد غذایی با کاهش درآمد واقعی و کاهش قدرت خرید مواد مغذی می‌تواند سبب بروز آسیب‌پذیریِ خانوارها به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه شود. در پژوهش پیش‌رو، محرک‌ها و عواملِ افزایش قیمت در کشورهای اسلامی گروه D-8، شناسایی و راهکارهایی جهت تعدیل پیامدهای آن تدوین شد. جامعه آماری مطالعه حاضر شامل کشورهای اسلامیِ آسیایی و آفریقایی است که به لحاظ کشاورزی شرایط اقلیمی متنوعی دارند؛ بااین‌حال به‌نظر می‌رسد که شمار قابل‌توجهی از جمعیت آن‌ها در وضعیت ناامنی غذایی قرار دارند. در مطالعه حاضر جهت رسیدن به اهداف موردنظر از رویکرد مدل هم‌جمعی پنل استفاده شد و به‌منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بر اساس نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو، به‌ترتیب از روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (FMOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) بهره گرفته شد. بر اساس نتایج، متغیرهای نرخ ارز، قیمت انرژی، درآمد سرانه، حجم پول و تراز تجاریِ بخش کشاورزی در بلندمدت باعث افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌شوند؛ درحالی‌که عرضه کشاورزی و نرخ بهره واقعی باعث کاهش این شاخص می‌شوند. با توجه به نتایج، پیشنهاد می‌شود که در اتخاذ سیاست‌های کلان و اصلاحات اقتصادی، پیامدهای فوق به‌ویژه اثرهای افزایش نرخ ارز و قیمت انرژی بر آسیب‌پذیری غذایی کشورهای گروه D-8 مدنظر قرار گیرد و زیرساخت‌های مناسب جهت تنوع‌بخشی در تأمین منابع انرژی نظیر توسعه انرژی‌های پاک فراهم شود.

کلیدواژه‌ها: قیمت غذا، نرخ ارز واقعی، تراز تجاری، قیمت انرژی، داده‌های پانلی، کشورهای اسلامی گروه D-8.

طبقه‌بندی JEL: Q40, Q18, F10.

پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی
شاپا (چاپی) ۳۱۱۵-۷۰۹۲ | سال سی‌ام | شماره ۲ | تابستان ۱۴۰۴ | ص ص ۵۴-۳۹
doi 10.52547/eprj.30.2.29

مقدمه

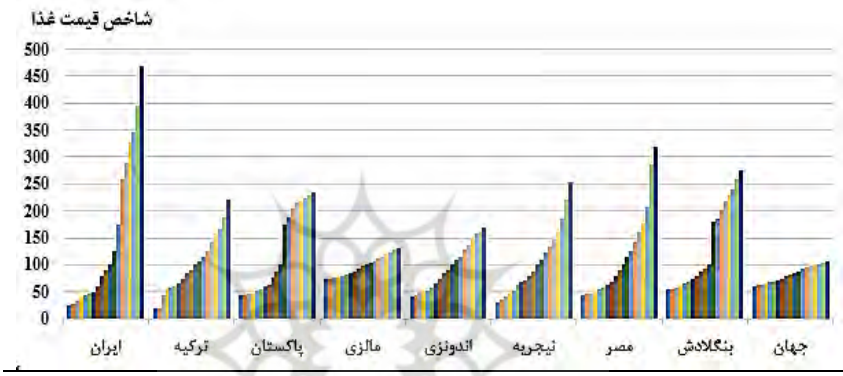
تغذیه سالم علاوه بر تأثیر بر رشد و نمو جسمی، در افزایش توان فکری، مقابله با بیماری‌ها و کیفیت زندگی نقش تعیین‌کننده‌ای دارد. دسترسی به غذای کافی و سالم از محورهای اصلی سلامت جامعه و توسعه انسانی است و دستیابی به آن از اهداف اصلی هر کشوری به‌شمار می‌آید (Pemunta *et al*., 2021). یکی از چالش‌های مهم در این راستا، قیمت بالای مواد غذایی سالم و باکیفیت است و خانواری که محدودیت منابع درآمدی دارد، غذاهای ارزان، حاوی مواد مغذیِ کم و پرچرب را خریداری می‌کنند که در این حالت، پیامدهای اضافه وزن و چاقی مفرط را به‌دنبال دارد (FAO, 2022)؛ بنابراین، افزایش قیمت غذا و گران‌تر شدن کالاهای کشاورزی با کاهش درآمد واقعی و کاهش قدرت خرید مواد مغذی، می‌تواند باعث افزایش آسیب‌پذیریِ خانوارها به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه شود (Dawe & Timmer, 2012; Dehbidi *et al*., 2022). ازاین‌رو، می‌بایست محرک‌ها و عواملِ این افزایش قیمت، مورد ارزیابی قرار گیرند (De Hoyos & Medvedev, 2011; Taghizadeh-Hesary *et al*., 2019).

کشورها در زمینه دستیابی به مواد غذایی موردنیاز، متناسب با ظرفیت‌های سرزمینی و روابط خارجی خود با سایر کشورها، راهکارهای مختلفی را به‌کار می‌گیرند. تولید غذای کافی از محل منابع داخلی و یا تأمین آن از طریق مناسبات تجاری با سایر کشورها از اقدامات مؤثر در این زمینه است. بسیاری از کشورها، ترکیبی از تولیدات داخلی و تجارت مواد غذایی را مدنظر قرار می‌دهند (Baer-Nawrocka & Sadowski, 2019).

در دیدگاه داخلی، مهم‌ترین رویکرد جهت دستیابی به غذای کافی، از منظر ابعاد مختلف آن، نگاه ویژه به بخش کشاورزی است. به‌عبارت‌دیگر، عرضه کافی محصولات کشاورزی در فصول مختلف سال، باعث تأمین امنیت غذایی از بعد موجود بودن غذا می‌شود. همچنین افزایش درآمد خانوار در کنار عرضه به‌موقع و در زمان مناسبِ محصولات کشاورزی و به‌تبع آن، تعدیل قیمت‌ها، باعث بهبود دسترسی به مواد غذایی می‌شود (FAO, 2022). این موضوع به‌ویژه برای کشورهایی حائز اهمیت است که توسعه بخش کشاورزی نقشی تعیین‌کننده‌ای در رشد اقتصادی آن‌ها دارد. از آن‌جمله می‌توان به شکل‌گیری سازمان همکاری اقتصادی D-8[1] شامل کشورهایِ ایران، بنگلادش، پاکستان، مصر، اندونزی، مالزی، نیجریه و ترکیه اشاره کرد که در سال ۱۹۹۷ با هدف تقویت همکاری‌های اقتصادی، تجاری و اجتماعی اعضای گروه شکل گرفت. یکی از محورهای اصلی این سازمان، تقویت فعالیت‌های بخش کشاورزی و تحقق امنیت غذایی است (Tarazkar *et al*., 2018; D-8, 2025). ازاین‌رو، شناسایی عوامل مؤثر بر تورم مواد غذایی در کشورهای فوق به‌عنوان یکی از عوامل مهم تشدیدکننده ناامنی غذایی حائز اهمیت است. نمودار (۱) و (۲)، روند تغییر شاخص قیمت غذا را

1. D-8 Organization for Economic Cooperation

در کشورهای D-8 طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ نشان می‌دهند. همان‌گونه که از اطلاعات نمودارهای مذکور مشخص است، در سال‌های ابتدایی، شاخص قیمت در این کشورها پایین‌تر از میانگین جهانی قرار داشته است. به‌عبارت‌دیگر، قیمت غذا در سال‌های اولیه از سطح جهانی ارزان‌تر بوده است؛ بااین‌حال در سال‌های انتهایی با روندی پرشتاب مواجه شده و قیمت غذا نسبت به سطح جهانی گران‌تر شده است.



نمودار (۱): وضعیت شاخص قیمت غذا در کشورهای اسلامی گروه D-8

منبع: (FAO, 2022)

نمودار (۲): مقایسه روند شاخص قیمت مواد غذایی در ایران و جهان (۲۰۱۵=۱۰۰)

منبع: (FAO, 2022)

در مطالعات تجربی، عوامل بالقوه مختلفی به‌عنوان محرک قیمت غذا در نظر گرفته شده است. تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی، شامل تولید ناخالص داخلی (Taghizadeh-Hesary *et al.*, 2019; Ibrahim, 2015; Dehbidi *et al.*, 2022)، نرخ ارز (Rezitis, 2015; کوس و واونا (۲۰۲۴))، نرخ بهره (Frankel and Rose, 2010; Nazlioglu *et al.*, 2013)، قیمت نهاده‌ها (Taghizadeh-Hesary *et al.*, 2019; Dehbidi *et al.*, 2022)، سیاست‌های پولی و مالی (Pal and Mitra, 2018; Lombardi *et al.*, 2012; Byrne *et al.*, 2013) و تغییر در قیمت انرژی (Dua and Goel, 2021; Rezitis, 2015; Mawejje, 2016; Taghizadeh-Hesary *et al.*, 2019; Dehbidi *et al.*, 2022; کوس و واونا (۲۰۲۴)) از آن جمله‌اند.

نتایج پژوهش کوس و واونا (۲۰۲۴) در آمریکای لاتین نشان داد که قیمت انرژی و نرخ ارز از مؤلفه‌های اصلی نوسانات قیمت مواد غذایی است. به‌طوری‌که قیمت انرژی می‌تواند نقش مؤثری در کاهش تورم غذایی ایفا کند و منطبق بر نتایج تجزیه واریانس، سهم قابل‌توجهی از نوسانات قیمت مواد غذایی توسط نرخ ارز توضیح داده می‌شود. در پژوهشِ دیگر، نتایج مطالعه ابراهیم (Ibrahim, 2015) جهت بررسی نقش متغیرهای تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در کشور مالزی حاکی از آن است که افزایش تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش قیمت مواد غذایی را به‌دنبال دارد. علاوه‌براین، نتایج پژوهش ریزیتیس (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که بین قیمت انرژی و نرخ ارز با قیمت محصولات کشاورزی در سطح جهانی، ارتباط علیت دوطرفه برقرار است. درهمین‌راستا، مطالعه ماویجی (۲۰۱۶) به ارزیابی تأثیر رشد اقتصادی، نرخ ارز و قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در اوگاندا پرداخت و نتایج حاکی از اثرگذاری مثبت رشد اقتصادی، نرخ ارز و قیمت انرژی بر شاخص قیمت مواد غذایی است. در پژوهش‌های اخیر، تقی‌زاده-حصاری و همکاران (۲۰۱۹) به‌منظور ارزیابی عوامل کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در کشورهایی با گروه‌های درآمدی مختلف شامل بنگلادش، چین، اندونزی، هند، ژاپن، سریلانکا، تایلند و ویتنام دریافتند که افزایش قیمت نفت، تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم منجر به افزایش قیمت غذا و بروز ناامنی غذایی می‌شود. درمقابل، افزایش نرخ بهره و قیمت اراضی کاهش قیمت مواد غذایی را به‌دنبال دارد. همچنین، نتایج مطالعه ده‌بیدی و همکاران (۲۰۲۲) در ارتباط با شوک متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در استان‌های ایران، مؤید آن است که شوک‌های قیمت انرژی و تولید ناخالص داخلی سبب افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود و درمقابل، شوک‌های نرخ بهره منجر به کاهش تورم مواد غذایی می‌شود.

مروری بر مطالعات انجام شده حاکی از آن است که نحوه اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در کشورهای مختلف مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. همان‌طور که پیش‌تر

بیان شد، از محورهای سازمان همکاری اقتصادی D-8، بهبود امنیت غذایی است. ولیکن تغییرات قیمت مواد غذایی برای کشورهای D-8 مطابق نمودار (۱) روندی صعودی دارد و این موضوع، دستیابی به غذای کافی را با چالش‌هایی اساسی مواجه می‌سازد. ازاین‌رو، نحوه اثرگذاری محرک‌ها و عوامل اقتصادی مؤثر بر قیمت مواد غذایی کشورهای گروه D-8 از اهمیت بالایی برخوردار است که تاکنون پژوهشی به آن نپرداخته و این مهم در مطالعه پیش‌رو، مورد توجه قرار گرفته است.

مبانی نظری پژوهش

دسترسی بنگاه‌های اقتصادی به عوامل تولید تأثیر مستقیمی بر میزان تولید آن‌ها دارد و هر نوع تخصیص منابع تولید، نتایج متفاوتی را به همراه خواهد داشت. بدیهی است که تولید بنگاه‌ها، تولید کل و درنهایت سطح رشد اقتصادی را تعیین می‌کند؛ بنابراین، عوامل تولید از طریق تغییری که بر تولید بنگاه‌ها ایجاد می‌کنند، می‌توانند کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهند. یکی از عواملی که به‌عنوان عامل مهم تولید استفاده می‌شود، انرژی با شکل‌های مختلف آن است که در بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و نقش مؤثری در رشد اقتصادی ایفا می‌کند. در مدل‌های رشد نئوکلاسیک، تنها سرمایه و نیروی کار از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هستند. بااین‌حال، در نظریه‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز با درجه اهمیت متفاوتی موردتوجه قرار گرفته است (Stern & Cleveland, 2004; Dogan, 2016; Taghizadeh-Hesary *et al*., 2019; Rahman & Velayutham, 2020). بدین‌ترتیب، می‌توان تولید را تابعی از نیروی کار، سرمایه و شکل‌های مختلف انرژی به‌صورت رابطه‌ی (۱) در نظر گرفت (Stern & Cleveland, 2004; Taghizadeh-Hesary *et al*., 2019; Rahman & Velayutham, 2020).

$$Q = f(K, L, E) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، Q معرف تولیدات بخش کشاورزی است. همچنین، K عامل سرمایه، L عامل نیروی کار و E معرف انرژی است که از نهاده‌های مهم بخش کشاورزی به‌شمار می‌روند. بر این اساس، تابع هزینه کل را می‌توان بصورت رابطه (۲) نوشت:

$$TC = IR.K + PG.L + PE.E \qquad (۲)$$

که در آن، IR ،PG و PE به ترتیب قیمت سرمایه (نرخ بهره)، نرخ نیروی کار و قیمت انرژی است. ازآن‌جا که درآمد کل از طریق حاصل‌ضربِ تولید (Q) و قیمت تولیدات (PF) به‌دست می‌آید؛ بنابراین با تفاضل‌گیری درآمد کل از هزینه کل به صورت رابطه (۳)، می‌توان سود (π) را محاسبه نمود.

$$\pi = PF.Q - (IR.K + PG.L + PE.E) \qquad (۳)$$

در ادامه، به منظور حداکثرسازیِ سود در شرایط عدم رقابت کامل، می‌بایست از طرفین تابع فوق نسبت به تولیدات بخش کشاورزی (Q) مشتق گرفت و برابر صفر قرار داد. با این اقدام، می‌توان قیمت تولیدات کشاورزی (PF) را در یک‌طرف تساوی و سایر عوامل مؤثر را در طرف‌دیگر تساوی قرار داد. در این پژوهش، افزون بر قیمت سرمایه، نرخ نیروی کار و قیمت انرژی، به‌پیروی از مطالعات مختلف، سایر عوامل اثرگذار بر قیمت تولیدات کشاورزی در چهارچوب رابطه (۴) ارزیابی شد (Ibrahim, 2015; Taghizadeh-Hesary *et al.*, 2019).

$$PF = f(Q, PG, IN, PE, EX, TR, M) \quad (۴)$$

که در آن PF، شاخص قیمت مواد غذایی به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ و بدون واحد است که توسط فائو برای کشورهای مختلف به‌طور سالانه منتشر می‌شود. شاخص قیمت مواد غذایی بر مبنای ضریب اهمیت گروه‌های مختلف مواد غذایی محاسبه می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، سهم هر ماده غذایی بر اساس نسبت مخارج هر خانوار برای آن ماده غذایی به کل مخارج تغذیه است. Q: شاخص تولیدات کشاورزی، PG: درآمد سرانه برحسب دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰، IN: نرخ بهره حقیقی بر حسب درصد، PE، قیمت نفت برحسب دلار، EX: نرخ ارز مؤثر برحسب دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰، TR: معرف تراز تجاری محصولات کشاورزی برحسب دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ است و افزایش آن دلالت بر افزایش صادرات محصولات کشاورزی دارد. همچنین M بیان‌گر حجم پول است. با درنظرگرفتن الگوی داده‌های ترکیبی در تعیین میزان اثرگذاری متغیرها؛ از رابطه (۵) بهره گرفته شد.

$$PF_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 PG_{it} + \beta_3 IN_{it} + \beta_4 PE_{it} + \beta_5 EX_{it} + \beta_5 TR_{it} + \beta_6 M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

که در آن، اندیس i و t به ترتیب کشور و زمان را نشان می‌دهند. همچنین بیان‌گر ضرایب برآوردی است. با این توضیح که استفاده از توابع لگاریتمی نتایج بهتری در تفسیر ضرایب بر حسب درصد ارائه می‌دهد؛ بنابراین در این مطالعه از مدل لگاریتمی به‌صورت رابطه (۶) استفاده شد.

$$LnPF_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnQ_{it} + \beta_2 LnPG_{it} + \beta_3 LnIN_{it} + \beta_4 LnPE_{it} + \beta_5 LnEX_{it} + \beta_5 LnTR_{it} + \beta_6 LnM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

که در آن، Ln معرف لگاریتم طبیعی است. داده‌های مورد نیاز برای هشت کشور اسلامی درحال‌توسعه با نام اختصاری گروه D-8 از پایگاه داده‌های فائو (FAO, 2022) و شاخص‌های توسعه انسانی (WDI, 2022)

استخراج شد و جهت تجزیه تحلیل‌های آماری از نرم‌افزار EVIEWS13 بهره گرفته شد.

روش‌شناسی پژوهش

در مدل‌های ترکیبی همانند مدل‌های سری زمانی در صورت ایستا نبودن متغیرها، مسئله رگرسیون ساختگی مصداق خواهد داشت و مشاهده R2 بالا ناشی از وجود متغیر زمان به‌واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نیست؛ بنابراین کاربرد آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری است. با توجه به وضعیت نسبت T (دوره زمانی) به N (تعداد پانل)، می‌توان از آزمون‌های ریشه واحدِ مختلفی استفاده کرد. در مواقعِ کوچک بودن N (تعداد پانل) نسبت به T (دوره زمانی) می‌توان از آزمون‌های ایستایی LLC[1] و IPS[2] استفاده نمود. چنانچه فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمام سری‌های مورد مطالعه رد نشود و تمام متغیرها در سطح ایستا باشند، جهت برآورد داده‌های ترکیبی می‌توان از مدل اثرهای ثابت یا اثرهای تصادفی بهره گرفت. چنانچه شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، روش هم‌جمعی می‌تواند مفید واقع شود. آزمون‌های هم‌جمعی پانل دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌جمعی برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (Baltagi, 2008). در داده‌های پانل به منظور آزمون رابطه هم‌جمعی از روش‌های پدرونی (Pedroni, 2004) و کائو (Kao, 1999) استفاده می‌شود. در رویکرد پدرونی، منطبق بر رابطه (۷)، امکان وجود اثرهای ثابت و روندهای زمانی ناهمگن در بین مقاطع در نظر گرفته می‌شود.

$$Y_{it} = a_i + S_{it} + \beta_{1i}X_{1it} + \beta_{2i}X_{2it} + \cdots + \beta_{mi}X_{mit} + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

که در آن $i = 1, 2, \ldots, N$ بیان‌گر مقاطع، $t = 1, 2, \ldots, T$ دوره‌ی زمانی، m تعداد متغیرهای توضیحی و ε_{it} جز اخلال رابطه فوق است. همچنین، α_i و δ_i به‌ترتیب، امکان بررسی اثرهای ثابت خاص مقاطع و روندهای زمانی معین را فراهم می‌سازد.

پدرونی (۲۰۰۴) هفت آماره مختلف را در دو گروه متمایز جهت بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در مدل‌های پنل معرفی می‌کند. گروه اول آزمون‌ها مشهور به درون‌گروهی است که عبارت‌اند از: ۱- آماره V پانل، ۲- آماره RHO پانل، ۳- آماره PP پانل، ۴- آماره ADF پانل و آماره‌های آزمون بین‌گروهی نیز عبارت‌اند از: ۱- آماره RHO گروهی، ۲- آماره PP گروهی، ۳- آماره

1. Levin–Lin–Chu
2. Im–Pesaran–Shin

ADF گروهی. چنانچه از بین این هفت آماره پدرونی، حداقل چهار آماره معنی‌دار باشند، می‌توان فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را رد کرد (Pedroni, 2004).

در روش کائو به‌منظور انجام آزمون هم‌جمعی از همان رویکرد اولیه پدرونی استفاده می‌کند با این تفاوت که تنها اثرهای ثابت مقاطع و ضرایب همگن متغیرها را در رگرسیون اولیه در نظر می‌گیرد. در این پژوهش به‌منظور آزمون رابطه هم‌جمعی از هر دو روش پدرونی و کائو استفاده شده است. چنانچه نتایج هر دو آزمون وجود رابطه بلندمدت را تأیید کند، گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی است و به این‌منظور، از روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده[1] (FMOLS) استفاده می‌شود (Pedroni, 2001). از مهم‌ترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین زننده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک کاربرد داشته، از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است (Pedroni, 2001).

تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

قبل از برآورد مدل داده‌های ترکیبی، لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در این پژوهش، از دو آزمون LLC و IPS استفاده شد که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. لازم به توضیح است که تمام متغیرهای مورد مطالعه به شکل لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

جدول (۱): نتایج ایستایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	نماد	LLC)		IPS		وضعیت ایستایی
		سطح	تفاضل	سطح	تفاضل	
لگاریتم شاخص قیمت غذا	LnPF	۱/۶۷۶	-۲۰/۳۵۶***	۵/۱۹۳	-۹/۱۰۴***	I(1)
لگاریتم شاخص تولیدات کشاورزی	LnQ	-۱/۲۴۸	-۸/۱۸۷***	۰/۲۴۴	-۶/۰۶۳***	I(1)
لگاریتم درآمد سرانه	LnPG	۱/۷۱۵	-۵/۹۹۸***	۲/۷۶۹	-۵/۳۶۲***	I(1)
لگاریتم نرخ بهره حقیقی	LnIN	-۰/۰۶۹	-۷/۷۰۸***	۲/۷۱۷	-۸/۵۵۷***	I(1)
لگاریتم نرخ ارز	LnPE	-۱/۲۸۸	-۷/۴۱۳***	۰/۰۶۵	-۴/۸۲۸***	I(1)
لگاریتم قیمت انرژی	LnEX	۲/۲۶۰	-۶/۲۰۴***	۳/۶۷۸	-۴/۰۳۰***	I(1)
لگاریتم تراز تجاری	LnTR	-۱/۱۰۰	-۷/۴۳۵***	۰/۷۸۳	-۶/۹۶۰***	I(1)
لگاریتم حجم پول	LnM	-۰/۶۸۳	-۵/۵۱۶***	۱/۲۸۹	-۳/۴۱۷***	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است)

1. Fully Modified Ordinary Least Squares

نتایج ایستایی متغیرها نشان داد که بر اساس هر دو آزمون مذکور، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح برای تمامی متغیرها رد نشده است و متغیرهای مورد نظر در سطح ایستا نیستند. آزمون ریشه واحد برای متغیرها نشان می‌دهد که تمامی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌باشند؛ بنابراین، با توجه به نتایج ایستایی متغیرها می‌توان عنوان نمود که در صورت استفاده از سطح متغیرها، امکان وجود رگرسیون کاذب وجود دارد؛ بنابراین برای اطمینان از عدم وقوع این موضوع در ادامه رابطه هم‌جمعی میان متغیرها بررسی شده است. در مطالعه حاضر به‌منظور انجام آزمون هم‌جمعی از دو آزمون هم‌جمعی پدرونی و کائو استفاده شده که نتایج آن‌ها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون‌های هم‌جمعی

آزمون پدرونی			
درون‌گروهی		**بین‌گروهی**	
آماره V پانل	۱/۵۹۴**	آماره RHO گروهی	۴/۴۷۹
آماره RHO پانل	۳/۸۰۹	آماره PP گروهی	-۸/۳۳۹***
آماره PP پانل	-۴/۰۷۶***	آماره ADF گروهی	-۶/۲۳۹***
آماره ADF پانل	-۳/۲۵۵***		
آزمون کائو			
آماره ADF	-۴/۱۸۷***		

منبع: یافته‌های پژوهش (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است)

نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی در جدول (۲) نشان می‌دهد که از بین هفت آماره بین‌گروهی و درون‌گروهی، بیشتر آماره‌ها (پنج آماره) در سطح یک درصد معنی‌دار هستند و می‌توان فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را رد کرد. همچنین، نتایج آزمون هم‌جمعی کائو بیان‌گر این است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری یک درصد با قدرت رد می‌شود. بنابراین، نتایج هر دو آزمون هم‌جمعی پدرونی و کائو، وجود رابطه بلندمدت میان شاخص قیمت غذا و سایر متغیرها را تأیید می‌کنند. ازاین‌رو، به‌منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب از دو رویکرد حداقل مربعات معمولی اصلاح شده و مدل تصحیح خطا بهره گرفته شد که نتایج آن‌ها در جدول (۳) ارائه شده است. شایان ذکر است که با توجه به لگاریتمی بودن متغیرها، ضرایب به‌دست

آمده را می‌توان به عنوان کشش شاخص قیمت غذا نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر نمود. لازم به توضیح است که کلیه مؤلفه‌های مدل تصحیح خطا به شکل تفاضل مرتبه اول هستند.

جدول (۳): نتایج حاصل از تأثیر عوامل اقتصادی مؤثر بر قیمت مواد غذایی

متغیر	نماد	ضرایب	خطای معیار	احتمال
		رابطه بلندمدت		
لگاریتم شاخص تولیدات کشاورزی	LnQ	-۰/۰۰۴	۰/۰۸۳	۰/۹۵۸
لگاریتم درآمد سرانه	LnPG	۱/۱۴۶***	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰
لگاریتم نرخ بهره حقیقی	LnIN	-۰/۰۷۰**	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲
لگاریتم نرخ ارز	LnEX	۰/۸۸۷***	۰/۰۲۱	۰/۰۰۰
لگاریتم قیمت انرژی	LnPE	۰/۰۹۶***	۰/۰۳۲	۰/۰۰۳
لگاریتم تراز تجاری	LnTR	۰/۲۵۱***	۰/۰۵۲	۰/۰۰۰
لگاریتم حجم پول	LnM	۰/۲۱۶***	۰/۰۲۰	۰/۰۰۰
		رابطه کوتاه‌مدت		
تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص تولیدات کشاورزی	Δ(LnQ)	۰/۰۷۲	۰/۱۶۵	۰/۶۶۱
تفاضل مرتبه اول لگاریتم درآمد سرانه	Δ(LnPG)	۰/۷۱۲**	۰/۲۸۶	۰/۰۱۴
تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ بهره حقیقی	Δ(LnIN)	-۰/۰۰۶***	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳
تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ ارز	Δ(LnEX)	۰/۲۸۹***	۰/۰۶۷	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت انرژی	Δ(LnPE)	۰/۰۱۳	۰/۰۴۲	۰/۷۴۷
تفاضل مرتبه اول لگاریتم تراز تجاری	Δ(LnTR)	۰/۰۴۳	۰/۰۵۳	۰/۴۲۰
تفاضل مرتبه اول لگاریتم حجم پول	Δ(LnM)	۰/۰۶۱	۰/۱۱۹	۰/۶۰۵
جمله تصحیح خطا	ECT (-1)	-۰/۰۹۳***	۰/۰۲۷	۰/۰۰۱
Sum squared resid = ۲۶/۰۹۴			R-squared = ۰/۷۲۳	
SE. of regression = ۰/۴۶۴			Long-run variance = ۰/۰۲۵	
SD. Dependent var = ۰/۵۷۸			Mean dependent var = ۴/۵۵۷	

منبع: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که شاخص تولیدات کشاورزی علی‌رغم اثرگذاری منفی بر قیمت مواد غذایی، از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. منطبق بر نتایج، افزایش نرخ بهره تأثیری منفی بر قیمت

مواد غذایی می‌گذارد. بر اساس نتایج جدول (۳)، انتظار می‌رود با یک درصد افزایش در نرخ بهره، شاخص قیمت غذا در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب حدود ۰/۰۷ و ۰/۰۰۶ درصد کاهش یابد. این نتایج با پژوهش‌های فرانک و روس (۲۰۱۰)، ابراهیم (۲۰۱۵)، تقی‌زاده-حصاری و همکاران (۲۰۱۹) همخوانی دارد.

مطابق نتایج جدول (۳)، درآمد سرانه در هر دو حالت بلندمدت و کوتاه‌مدت، باعث افزایش شاخص قیمت غذا می‌شود و در بلندمدت، بالاترین ضریب را به خود اختصاص داده است. به‌عبارت‌دیگر، افزایش سطح درآمد با اثرگذاری بر فشارِ تقاضا برای مواد غذایی می‌تواند سبب افزایش قیمت مواد غذایی شود، به‌طوری‌که انتظار می‌رود با یک درصد افزایش در درآمد سرانه، شاخص قیمت غذا در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب حدود ۱/۱۴ و ۰/۷۱ درصد افزایش پیدا کند. این نتایج با پژوهش‌های فرانک و روس (۲۰۱۰)، ابراهیم (۲۰۱۵)، ماویج (۲۰۱۶)، تقی‌زاده-حصاری و همکاران (۲۰۱۹) و ده‌بیدی و همکاران (۲۰۲۲) سازگار است. در پژوهش ماویج (۲۰۱۶) که به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در اوگاندا پرداخت، متغیر درآمد سرانه بالاترین ضریب (۱/۸۹) را به خود اختصاص داده است. همچنین، منطبق بر نتایج پژوهش، با یک درصد افزایش در حجم پول، انتظار می‌رود که شاخص قیمت غذا در بلندمدت حدود ۰/۲۱ درصد افزایش پیدا کند. به‌عبارت‌دیگر، افزایش حجم پول سبب رشد تقاضا برای مواد غذایی شده و با توجه به عرضه محدود کالاها و خدمات، به تورم مواد غذایی منجر می‌شود. این نتایج با مطالعات دعا و گوئل (۲۰۲۱)، آوان و همکاران (۲۰۲۱) و ناجیاتون و همکاران (۲۰۲۲) همخوانی دارد.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که در شرایط فعلی، بهبود تراز تجاری بخش کشاورزی (افزایش صادرات محصولات کشاورزی) در بلندمدت باعث افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌شود، به‌طوری‌که اثرگذاری آن بر شاخص قیمت مواد غذایی در بلندمدت، حدود ۰/۲۵ درصد است. همچنین، نتایج پژوهش موید آن است که با افزایش یک درصدی در نرخ ارز، انتظار می‌رود که شاخص قیمت غذا در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب حدود ۰/۸۸ و ۰/۲۸ درصد افزایش پیدا کند؛ بنابراین، افزایش نرخ ارز و به‌تبع آن، تضعیف ارزش پول ملی، می‌تواند سبب کاهش عرضه محصولات کشاورزی در داخل و تشویق صادرات مواد غذایی به خارج از کشور گردد که شرایط را برای افزایش نسبی قیمت مواد غذایی فراهم نماید. این نتایج با پژوهش‌های ریزیتیس (۲۰۱۵)، ماویج (۲۰۱۶) و ادیل و همکاران (۲۰۲۱) سازگار است؛ به‌طورمثال، در پژوهش ماویج (۲۰۱۶) برای کشور اوگاندا، ضریب متغیر نرخ ارز مقدار ۱/۵۵را به خود اختصاص داده است.

بر اساس نتایج جدول (۳)، افزایش قیمت جهانی نفت به افزایش شاخص قیمت غذا منجر می‌شود، به‌طوری‌که انتظار می‌رود با یک درصد افزایش در قیمت جهانی نفت، شاخص قیمت غذا در بلندمدت حدود ۰/۰۹ درصد افزایش یابد. به‌عبارت‌دیگر، قیمت انرژی به‌عنوان یک نهاده مهم در فرایند تولید و حمل‌ونقل محصول به بازار، تأثیری مستقیم در بهایِ تمام‌شده محصولات کشاورزی دارد. اثرگذاری مثبت قیمت انرژی بر قیمت مواد غذایی، با مطالعات مختلف همخوانی دارد (Pal and Mitra, 2018; Taghizadeh-Hesary *et al.*, 2019; Adil *et al.*, 2021).

ضریب جمله تصحیح خطا نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو است. این ضریب مطابق نتایج جدول (۳) در سطح احتمال یک درصد، معنی‌دار و دارای علامت منفی است، به‌طوری‌که انتظار می‌رود در هر دوره، حدود ۰/۰۹ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود تا در مسیر تعادلی بلندمدت قرار گیرد.

بحث و نتیجه‌گیری

یکی از محورهای سازمان همکاری اقتصادی D-8، تقویت فعالیت‌های بخش کشاورزی است. این سازمان شامل کشورهای ایران، ترکیه، پاکستان، مالزی، اندونزی، نیجریه، مصر و بنگلادش است که در طی سال‌های اخیر، روندی صعودی در افزایش قیمت مواد غذایی داشته‌اند. ازاین‌رو، ارزیابی دقیق عوامل اقتصادی مؤثر بر تورم مواد غذایی به‌عنوان یکی از عوامل مهم دسترسی به مواد غذایی حائز اهمیت است که در پژوهش پیش‌رو به این مهم پرداخته شد.

در این مطالعه با توجه به نتایج آزمون‌های ایستایی، از رویکرد مدل هم‌جمعی پنل استفاده شد. همچنین بر اساس نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو به‌منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب از حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (FMOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) بهره گرفته شد. نتایج مؤید رابطه پایدار و بلندمدت میان متغیرهای مورد استفاده با قیمت مواد غذایی است. نتایج الگوی هم‌جمعی مؤید رابطه پایدار و بلندمدت میان عرضه کشاورزی، نرخ ارز، درآمد سرانه، قیمت انرژی (قیمت نفت)، نرخ بهره واقعی، تراز تجاری بخش کشاورزی و قیمت مواد غذایی است.

منطبق بر نتایج پژوهش، افزایش نرخ ارز سبب افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی سبب افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی در بخش کشاورزی می‌گردد که به‌تبع آن، منجر به افزایش بهای تمام شده اقلام غذایی می‌گردد. با توجه به اثرگذاری

متفاوت نرخ ارز در کشورهای مختلف، پیشنهاد می‌شود که مطالعاتِ مجزایی برای کشورهای مورد بررسی، انجام گیرد و از اعمال سیاست‌های مرتبط پیش از بررسی جوانب کامل آن پرهیز شود. دراین‌راستا برای مقابله با اثرهای منفی نوسانات نرخ ارز، مقامات پولی باید در نظر داشته باشند که سیاست‌ها یا ابزارهای هدفمند نرخ ارز را اجرا کنند تا ارزش پول ملی تقویت گردد.

با توجه به این مهم که انرژی از نهاده‌های اصلیِ تولید مواد غذایی و حمل‌ونقل محصولات است؛ منطبق بر نتایج، شوک قیمتی ناشی از آن می‌تواند به تورم مواد غذایی منجر شود. از مهم‌ترین اقدامات جهت تعدیلِ قیمت انرژی، سیاست تنوع‌بخشی در تأمین منابع انرژی است. افزون‌برآن، شایسته است که سیاست‌گذاران، واردات فناوری‌ها و شیوه‌های کشاورزی کارآمد انرژی‌صرفه‌جوی را ترویج نمایند.

نتایج پژوهش نشان داد که افزایش تراز تجاریِ بخش کشاورزی باعث افزایش شاخص قیمت مواد غذایی می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، بهبود تراز تجاری و به‌تبع آن، گسترش صادرات مواد غذایی به خارج از کشور می‌تواند شرایط را برای افزایش نسبی قیمت مواد غذایی در داخل فراهم نماید. براین‌اساس، توصیه می‌شود که سازمان تجارت جهانی، سیاست‌ها و توافق‌نامه‌هایی را اجرا کنند که به‌موجب آن، دادوستد محصولات کشاورزی به‌شیوه‌ای کارآمد تخصیص یابد و با توسعه بخش کشاورزی به بهبود امنیت غذایی منجر شود.

اظهاریه و قدردانی

نویسندگان از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم و داوران ناشناس پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی کمال تشکر را دارد.

منابع

Adil, S., Bhatti, A. A., Waqar, S., & Amin, S. (2021). Unleashing the indirect influence of oil prices on food prices via exchange rate: New evidence from Pakistan. *Journal of Public Affairs*, 22(4), 1–8. http://doi.org/10.1002/pa.2615

Awan, A., Ahmad, H. K., Hussain, A., & Marri, M. Y. K. (2021). Prices, Money Supply and Output Nexus in Pakistan–A Macro Econometric Model. *iRASD Journal of Economics*, 3(2), 106-118. https://doi.org/10.52131/joe.2021.0302.0029.

Baer-Nawrocka, A., & Sadowski, A. (2019). Food security and food self-sufficiency around the world: A typology of countries. *Plos One*, 14(3), 1-15. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0213448

Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 1). John Wiley & Sons.

Byrne, J., Fazio, G., & Fiess, N. (2013). Primary commodity prices: co-movements, common factors and fundamentals. *Journal of Development Economics*, 101, 16–26.

https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.09.002
D-8 Organization for Economic Cooperation. (2025). Retrieved from https://developing8.org//
Dawe, D., & Timmer, CP. (2012). Why stable food prices are a good thing: lessons from stabilizing rice prices in Asia. *Global Food Security*, 1(2), 127–133. https://doi.org/10.1016/j.gfs.2012.09.001
De Hoyos, R., & Medvedev, D. (2011). Poverty effects of higher food prices: a global perspective. *Review of Development Economics*, 15(3), 387–402. https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2011.00615.x
Dehbidi, N. K., Zibaei, M., & Tarazkar, M. H. (2022). The effect of climate change and energy shocks on food security in Iran's provinces. *Regional Science Policy & Practice*, 14(2), 417-438. https://doi.org/10.1111/rsp3.12517.
Dogan, E. (2016). Analyzing the linkage between renewable and non-renewable energy consumption and economic growth by considering structural break in time-series data. *Renewable Energy*, 99, 1126-1136. https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.07.078
Dua, P., & Goel, D. (2021). Determinants of inflation in India. *The Journal of developing areas*, 55(2). https://doi.org/10.1353/jda.2021.0040.
FAO. (2022). FAO Food Price Index. Available at: https://www.fao price index.com/ (Retrieved at: 20 Nov 2022).
Frankel, J. A., & Rose, A. K. (2010). Determinants of agricultural and mineral commodity prices. HKS Faculty Research Working Paper Series.
Ibrahim, M. H. (2015). Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. *Agricultural and Food Economics*, 3(1), 1-14. https://doi.org/10.1186/s40100-014-0020-3.
Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*. 90(1): 1-44. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2
Köse, N., & Ünal, E. (2024). The effects of the oil price and temperature on food inflation in Latin America. *Environment, Development and Sustainability*, 26(2), 3269-3295. https://doi.org/10.1007/s10668-022-02817-2
Lombardi, M.J., Osbat, C., & Schnatz, B. (2012). Global commodity cycles and linkages: a FAVAR approach. *Empirical Economics*. 43: 651–670. https://doi.org/10.1007/s00181-011-0494-8
Mawejje, J. (2016). Food prices, energy and climate shocks in Uganda. *Agricultural and Food Economics*, 4(1), 1–18. https://doi.org/10.1186/s40100-016-0049-6
Najiatun, N., Adil, M., & Sanusi, M. (2022). The Influence Money Supply, Inflation and Transaction Volume on Consumer Goods Index. In SHS Web of Conferences (Vol. 149, p. 03037). EDP Sciences. https://doi.org/10.1051/shsconf/202214903037
Nazlioglu, S., Erdem, C., & Soytas, U. (2013). Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, 36, 658-665. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.11.009
Pal, D., & Mitra, S. K. (2018). Interdependence between crude oil and world food prices: A detrended cross correlation analysis. *Statistical Mechanics and its Applications*, 492, 1032-1044. https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.11.033
Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Emerald Group Publishing Limited*, 15, 93-130. https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03), 597-625. https://doi.org/10.1017/S0266466604203073

Pemunta, N. V., Ngo, N. V., Fani Djomo, C. R., Mutola, S., Seember, J. A., Mbong, G. A., & Forkim, E. A. (2021). The Grand Ethiopian renaissance dam, Egyptian national security, and human and food security in the Nile River basin. *Cogent Social Sciences*, 7(1), 1-18. https://doi.org/10.1080/23311886.2021.1875598

Rahman, M.M., & Velayutham, E., (2020): Renewable and non-renewable energy consumption-economic growth nexus: New evidence from South Asia. *Renewable Energy*. 147, 399-408. https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.09.007

Rezitis, A.N. (2015). The relationship between agricultural commodity prices, crude oil prices and US dollar exchange rates: a panel VAR approach and causality analysis. *International Review of Applied Economics*, 29 (3), 403–434. https://doi.org/10.1080/02692171.2014.1001325

Stern, D. I., & Cleveland, C. J. (2004). Energy and Economic Growth, Encyclopedia of Energy, 2, 35-51.

Taghizadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E., & Yoshino, N. (2019). Energy and food security: Linkages through price volatility. Energy policy, 128, 796-806. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.12.043

Tarazkar, M. H., Kargar Dehbidi, N., & Shokoohi, Z. (2018). Estimating the ecological footprint of agricultural production in D-8 Islamic countries. *Environmental Sciences*, 16(4), 17-32. [In Persian].

WDI. (2022). World Development Indicators. Retrieved from https://www.world bank.org/

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نحوه ارجاع به مقاله:

کارگر ده‌بیدی، نوید؛ زیبایی، منصور و طرازکار، محمدحسن (۱۴۰۴). عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در کشورهای اسلامی گروه D-8. *پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی*، ۳۰(۲)، ۵۴-۳۹

Kargar Dehbidi, N., Zibaei, M. & Tarazkar, M. (2025) Factors Affecting Food Prices in D-8 Group Countries. *Economic and Planning Research*, 30(2). 39-54.
DOI: https://doi.org/10.52547/eprj.30.2.39

Copyrights:
Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://Creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.