Agricultural and Rural Economics
Vol. 2, No. 2, Spring 2024

Scientific Paper

Regional Analysis of Food Price Anomaly in Iran

M. Shabanzadeh-Khoshroudy [1], E. Javdan [2], M. Rafati [3]

Received: 23 September, 2024 Accepted: 16 October, 2024

Introduction: Food price stability is the main concern of most governments around the world, because any increase in food prices at the micro level affects the purchasing power of citizens and at the macro level, through the inflation channel, it affects many macroeconomic indicators.

Materials and Methods: With this approach, this study aimed at conducting a regional analysis of food price anomaly in Iran. For this purpose, first, the Indicator of Food Price Anomaly (IFPA) was calculated for different provinces during the period of 2018-2022. Furthermore, the K-means clustering technique was employed to comprehend the price discrepancy in the regions, to pinpoint the underlying cause of the variation among the provinces, to recognize the provinces indicating similar patterns, and to create a visual representation of the food price anomaly across Iran's provinces.

Results and Discussion: The study findings indicated that throughout the examined years, the provinces of Qazvin, Zanjan, and Mazandaran showed the highest anomaly in food prices, respectively. In addition, Sistan and Baluchistan, Hormozgan, South Khorasan and East Azerbaijan provinces had the least anomaly in food prices during the mentioned period. Then, the provinces were classified into six clusters. In all the clusters, there was a direct relationship between

1. Corresponding Author and Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran (m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir).
2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.
3. Assistant Professor of Agricultural Economics

DOI: 10.30490/etr.2024.367127.1030

expenditure and anomaly, and in the provinces where the real expenditure for buying food or the demand for food was higher, the price anomaly was also higher. The amount of household spending on food in the provinces located in the first cluster including Sistan and Baluchistan, South Khorasan, North Khorasan, Kerman and Hormozgan was lower than other provinces. Since these were among the deprived provinces of the country, households had lower consumption demand due to the lower income level and therefore, the food price anomaly in these provinces was lower than other provinces. On the other hand, in the provinces located in the third cluster, including Tehran, Mazandaran and Alborz, the real household expenditure on food was higher than other provinces. Therefore, in these provinces, although 25 percent of household expenses were spent on food, the amount of food expenses was numerically higher than other provinces. Thus, the consumption demand and consequently, the food price anomaly was higher in these provinces, compared to other provinces. Finally, based on the study results, it was observed that in the second, fifth and sixth clusters, the export or smuggling of food and agricultural goods from some border provinces was the main cause of the anomaly of food prices in these clusters.

Conclusion and Suggestions: According to the findings, it is suggested that the government revise its market regulation policies and pay special attention to the deprived provinces. In addition, in order to prevent the increased food prices in the border provinces, the phenomenon of smuggling should be controlled in the short term through control measures to prevent the unofficial exit of goods and in the long term by making food prices realistic.

Keywords: *Food Price Anomaly, K-Means Clustering Method, Household Expenditure, Iran (Provinces).*

JEL Classification: P22, C38, R2

اقتصاد کشاورزی و روستایی

سال ۲، شماره ۲، بهار ۱۴۰۳

مقاله علمی

تحلیل منطقه‌ای ناهنجاری قیمت مواد غذایی در ایران

مهدی شعبان‌زاده خوشرودی[۱]، ابراهیم جاودان[۲]، محسن رفعتی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۲۵

چکیده

ثبات قیمت مواد غذایی دغدغه اصلی اکثر دولت‌ها در سراسر جهان محسوب می‌شود، چراکه هرگونه افزایش قیمت مواد غذایی در سطح خرد، بر قدرت خرید شهروندان و در سطح کلان، از طریق کانال تورم، بر بسیاری از شاخص‌های کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد. با این رویکرد، در مطالعه حاضر، به تحلیل منطقه‌ای ناهنجاری قیمت مواد غذایی در ایران پرداخته شد. بدین منظور، نخست، شاخص ماهانه ناهنجاری قیمت مواد غذایی (IFPA) برای گروه‌های کالایی و استان‌های مختلف در بازه ۱۴۰۱-۱۳۹۷ محاسبه شد. در ادامه، برای درک بهتر ناهنجاری قیمت در استان‌ها، دلیل تفاوت میان استان‌های مختلف، شناسایی استان‌های دارای رفتار مشابه و ترسیم اطلس ناهنجاری قیمت مواد غذایی استان‌های کشور، از روش خوشه‌بندی میانگین K استفاده شد. نتایج نشان داد که طی سال‌های مورد مطالعه، بالاترین ناهنجاری قیمت مواد غذایی، به‌ترتیب، مربوط به استان‌های ایلام، قزوین، زنجان و مازندران بود و همچنین، استان‌های سیستان و بلوچستان، هرمزگان، خراسان جنوبی و آذربایجان شرقی در دوره یادشده کمترین ناهنجاری قیمت مواد غذایی را داشتند. سپس، استان‌ها در شش خوشه طبقه‌بندی شدند. در همه خوشه‌ها، میان مخارج و ناهنجاری ارتباط مستقیم وجود داشته و استان‌هایی که در آن‌ها مخارج واقعی برای خرید مواد غذایی و یا همان تقاضا برای مواد غذایی بالاتر بوده،

۱- نویسندهٔ مسئول و استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران (m.shabanzadeh@agri-peri.ac.ir)

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران.

۳ - استادیار اقتصاد کشاورزی

DOI: 10.30490/etr.2024.367127.1030

ناهنجاری قیمت نیز بالاتر بوده است. میزان مخارج خانوار برای مواد غذایی در استان‌های واقع در خوشه اول شامل سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، کرمان و هرمزگان پایین‌تر از سایر استان‌ها برآورد شد. از آنجا که این استان‌ها از استان‌های محروم کشور به‌شمار می‌روند، خانوارها به‌علت سطح درآمد پایین، تقاضای مصرفی کمتری داشتند و بنابراین، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها نسبت به سایر استان‌ها پایین‌تر بود؛ در مقابل، در استان‌های واقع در خوشه سوم شامل تهران، مازندران و البرز، مخارج واقعی خانوار برای مواد غذایی نسبت به سایر استان‌ها بالاتر بوده است. از این‌رو، در این استان‌ها، اگرچه ۲۵ درصد مخارج خانوار صرف مواد غذایی می‌شود، اما میزان مخارج برای مواد غذایی به لحاظ عددی بالاتر از سایر استان‌هاست. همچنین، تقاضای مصرفی و به تبع آن، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها از سایر استان‌های کشور بالاتر بوده است. در نهایت، بر اساس نتایج مطالعه، مشاهده شد که صادرات و یا قاچاق مواد غذایی و کالاهای کشاورزی از برخی استان‌های مرزی علت اصلی ناهنجاری قیمت مواد غذایی در در خوشه‌های دوم، پنجم و ششم است. با توجه به یافته‌ها، نخست، پیشنهاد می‌شود که در سیاست‌های تنظیم بازاری دولت بازنگری و به‌ویژه، به استان‌های محروم توجه شود؛ آنگاه برای جلوگیری از رشد قیمت مواد غذایی در استان‌های مرزی، نظارت بر پدیده قاچاق و برخورد با آن در کوتاه‌مدت از طریق اقدامات نظارتی برای جلوگیری از خروج غیررسمی کالاها و در بلندمدت از طریق واقعی ساختن قیمت مواد غذایی صورت گیرد.

کلیدواژه‌ها: *ناهنجاری قیمت مواد غذایی (IFPA)، روش خوشه‌بندی مسانگین K ، مخارج خانوار، استان‌های ایران.*

طبقه‌بندی JEL : P22, C38, R2

مقدمه

در دو دهه گذشته، رشد قیمت ک.تئ غذایی در جهان چشمگیر بوده است. از اوایل سال ۲۰۰۸، قیمت جهانی مواد غذایی افزایش یافته و در سال‌های بعد از آن نیز تورم قیمت مواد غذایی مهار نشده است (Sun et al., 2023). افزایش قیمت مواد غذایی به‌دلایل مختلف از جمله رشد تقاضا (Brown, 2008; Gombkötő, 2014)، اثرات فصلی (Barrett & Dorosh, 1996; Kaminski et al., 2014; Gilbert et al., 2017)، افزایش قیمت انرژی (Gombkötő, 2014; Roman et al., 2020; Sun et al., 2023)، افزایش تولید سوخت زیستی (Gombkötő, 2014)، شکست بازار (Timmer, 2017)، تغییرات آب‌وهوایی (Gombkötő, 2014; Brown & Kshirsagar, 2015; Kalkuhl et al., 2016; Campbell, 2016; Wei et al., 2017)، بی‌ثباتی سیاسی (Minot, 2014)، سیاست‌های اتخاذشده توسط دولت‌ها (Nazlioglu & Soytas, 2012; Kalkuhl et al., 2016) و چالش‌های نوظهور مانند کووید-۱۹ (Devereux et al., 2020; Dietrich et al., 2022) روی داده است. سهم

قیمت مواد غذایی به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه در شاخص قیمت مصرف‌کننده[1] بالاست. برای نمونه، سهم قیمت مواد غذایی برای محاسبهٔ شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در کشورهای آفریقای جنوبی، ترکیه، چین، پرو، هند، گواتمالا، اردن، مصر، هائیتی، کنیا، سری‌لانکا و بنگلادش، به‌ترتیب، ۲۱، ۲۶، ۲۸، ۳۰، ۳۳، ۳۹، ۴۰، ۴۲، ۵۰، ۵۱، ۶۲ و ۶۵ درصد است (Ulussever et al., 2023). از آنجا که در کشورهای در حال توسعه، بخش قابل توجهی از درآمد صرف خرید مواد غذایی می‌شود، افزایش قیمت مواد غذایی و پیامدهای تورمی آن روی مصرف‌کنندگان و به‌ویژه مصرف‌کنندگان کم‌درآمد تأثیر می‌گذارد (Sujithan et al., 2014; Bentley et al., 2022).

ثبات قیمت مواد غذایی دغدغه اصلی اکثر دولت‌ها در سراسر جهان محسوب می‌شود. هرگونه افزایش قیمت مواد غذایی، در سطح خرد، بر قدرت خرید شهروندان و در سطح کلان، از طریق کانال تورم، بر بسیاری از شاخص‌های کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد (Samal et al, 2022). قیمت مواد غذایی، به‌دلیل تأثیرگذاری بر رقابت‌پذیری اقتصاد ملی، سطح عمومی دستمزدها، دسترسی خانوارها به مواد غذایی، امنیت غذایی، رفاه خانوارها و نارضایتی به‌ویژه در مناطق شهری، مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار دارد. در صورت افزایش قابل توجه در قیمت جهانی مواد غذایی، دولت‌ها با انتخاب‌های سیاستی دشواری مواجه می‌شوند. چنانچه امکان تعدیل قیمت‌های داخلی همراه با تغییرات قیمت مواد غذایی در جهان فراهم شود، در چنین شرایطی، در کوتاه‌مدت، سطح تورم داخلی افزایش می‌یابد. بنابراین، سطح رفاه مصرف‌کنندگان داخلی به‌شدت تأثیر می‌پذیرد (Laborde et al., 2019). از این‌رو، دولت‌ها همواره سعی می‌کنند با سیاست‌ها و ابزارهای گوناگون مانع افزایش قیمت‌ها در بازار داخلی شوند و یا تا حد ممکن، آثار منفی افزایش قیمت‌های جهانی بر بازار داخلی را تقلیل دهند (Ulussever et al., 2023). در این زمینه، برای نمونه، می‌توان به دوره جهش قیمت مواد غذایی در سال‌های ۲۰۰۷–۲۰۰۸ اشاره کرد که طی آن، نزدیک به سه‌چهارم بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسع به اتخاذ سیاست‌های گوناگون پرداختند تا قیمت‌های داخلی خود را از افزایش شدید قیمت‌های بین‌المللی مواد غذایی مصون نگهدارند. در این راستا، کشورهای واردکننده خالص مواد غذایی کوشیدند با کاهش حمایت‌های تجاری (معمولاً کاهش تعرفه‌ها) برای اقلام غذایی، در بازار مداخله کنند و کشورهای صادرکننده خالص مواد غذایی نیز به اعمال محدودیت یا ممنوعیت صادرات کالاهای اساسی مبادرت کردند (Laborde et al., 2019).

1. Consumer Price Index (CPI)

در ایران نیز نقش سیاست‌های دولت برای مهار (کنترل) نوسان‌های قیمت مواد غذایی قابل توجه است؛ در این راستا، تاکنون مطالعات متعدد روی قیمت مواد غذایی انجام شده و عموم این مطالعات به بررسی تأثیر سیاست‌های دولت بر قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند که از آن میان، می‌توان برخی از مطالعات (Parizan & Torkamani, 2003; Ghetmiri & Harati, 2005; Karbasi & Piri, 2008; Dadras Moghaddam & Zibaei, 2009; Pishbahar et al., 2014; Pishbahar & Javdan, 2016; Javdan et al., 2015, 2017; Kohansal & Hezareh, 2017; Ghahremanzadeh et al., 2016, 2022; Layani & Mehrjou, 2023) را یادآور شد. با وجود اهمیت مطالعات یادشده، تاکنون مطالعه‌ای به بررسی میزان اثربخشی سیاست‌های دولت در مهار قیمت مواد غذایی در سطح استانی و منطقه‌ای نپرداخته و رفتار قیمتی مواد غذایی در استان‌های مختلف بررسی نشده است؛ به دیگر، بدین پرسش‌ها پاسخ داده نشده است که «آیا رفتار قیمتی در زمینه مواد غذایی در استان‌های مختلف کشور مشابه است یا نه؟» و «در صورت تفاوت در این رفتار، دلیل آن چیست؟». با این رویکرد، مطالعه حاضر بر آن است که با بررسی قیمت مواد غذایی در استان‌های ایران در چارچوب شاخص ناهنجاری قیمت مواد غذایی[1]، کمبود مطالعات در این زمینه را تا حدی برطرف سازد. شاخص ناهنجاری قیمت مواد غذایی (IFPA) ابزاری است که معمولاً از آن به‌منظور تشخیص رشد غیرعادی قیمت‌ها و شناسایی اختلالات جدی در بازارهای مصرف استفاده می‌شود. این شاخص پس از بحران جهانی غذا در سال‌های ۲۰۰۷–۲۰۰۸ و ۲۰۱۱ ارائه شده و به قیمت‌های غیرعادی مواد غذایی در بازار اشاره دارد (Baquedano, 2015; Traore & Diop, 2021). با توجه به آنچه گفته شد، در مطالعهٔ حاضر، نخست، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در استان‌های مختلف برای دوره زمانی ۱۴۰۱–۱۳۹۷ محاسبه و سپس، برای درک بهتر علل این ناهنجاری قیمت، استان‌های دارای رفتار مشابه شناساییشده و سرانجام، نقشه ناهنجاری قیمت مواد غذایی برای استان‌های کشور ترسیم شده است.

مواد و روش‌ها

ناهنجاری قیمت مواد غذایی (IFPA)

با در نظر گرفتن ماهیت فصلی بازارهای کشاورزی و تورم، شاخص IFPA رشد قیمت‌ها، را برای یک ماه خاص در سال‌های مختلف بررسی می‌کند؛ از این‌رو، این شاخص به تغییرات غیرعادی قیمت مواد غذایی اشاره دارد و می‌تواند برای یک ماده غذایی خاص و یا سبدی از مواد غذایی محاسبه شود. با محاسبه شاخص IFPA، می‌توان بدین پرسش پاسخ داد که «آیا تغییر قیمت مواد غذایی در هر

1. Indicator of Food Price Anomaly (IFPA)

دوره طبیعی است یا قیمت‌ها به‌طور غیرعادی بالا می‌رود؟». پایه و اساس محاسبه این شاخص بر رشد مرکب وزنی قیمت‌ها استوار است؛ و بنابراین، هم رشد سالانه و هم رشد فصلی قیمت در نظر گرفته می‌شود (UNCTAD, 2022). شاخص IFPA برای ماه t را که حاصل‌جمع وزنی IFPA فصلی و سالانه است، می‌توان از طریق رابطه (۱) محاسبه کرد:

$$IFPA_t = a\left(\frac{CQGR_{yt} - \overline{CQGR_t}}{\hat{\sigma}_{CQGR_t}}\right) + (1 - a)\left(\frac{CAGR_{yt} - \overline{CAGR_t}}{\hat{\sigma}_{CAGR_t}}\right) \quad (۱)$$

که در آن، $CQGR_{yt}$ و $CAGR_{yt}$، به‌ترتیب، نرخ رشد مرکب فصلی و سالانه قیمت ماده یا مواد غذایی را در ماه t طی سال y نشان می‌دهند. برای محاسبه دو نرخ رشد یادشده از رابطه (۲) استفاده می‌شود که در آن، P_{t_0} بیانگر قیمت ابتدای دوره و P_{t_n} نمایانگر قیمت پایان دوره است؛ $\overline{CQGR_t}$ و $\overline{CAGR_t}$ نیز به‌ترتیب، بیانگر میانگین وزنی نرخ رشد مرکب فصلی و سالانه در ماه t هستند و از طریق رابطه (۳) محاسبه می‌شوند؛ همچنین، $\hat{\sigma}_{CQGR_t}$ و $\hat{\sigma}_{CAGR_t}$ نشانگر انحراف معیار نرخ رشد مرکب فصلی و سالانه در ماه t می‌باشند. برای محاسبه این انحراف معیارها، می‌توان از رابطه (۴) استفاده کرد (Baquedano, 2015).

با محاسبه شاخص IFPA، چنانچه $-0.5 \leq IFPA_t < 0.5$ باشد، تغییرات قیمت ماده یا مواد غذایی نرمال است. با این حال، اگر $0.5 \leq IFPA_t < 1$ باشد، قیمت‌ها متوسط رو به بالا بوده، میل به صعود دارند. در نهایت نیز اگر $IFPA_t > 1$ باشد، رشد قیمت‌ها بالا و غیرمعمول خواهد بود:

$$CGR_t = \left(\frac{P_{t_n}}{P_{t_0}}\right)^{\frac{1}{t_n - t_0}} - 1 \quad (۲)$$

$$\overline{CGR_t} = \frac{1}{\sum_{y=1}^{\gamma} w_y} \sum_{y=1}^{\gamma} w_y \, CGR_{yt} \quad (۳)$$

$$\hat{\sigma}_{CGR_t} = \sqrt{\frac{\sum_{y=1}^{\gamma} w_y \, (CGR_{yt} - \overline{CGR_t})^2}{\sum_{y=1}^{\gamma} w_y \, (\widehat{Y - 1})/\hat{Y}}} \quad (۴)$$

شایان یادآوری است که در رابطه (۱)، α وزن و اهمیت ناهنجاری‌های رشد مرکب فصلی و سالانه را مشخص می‌کند. در تحلیل‌های فائو، عموماً عامل رشد مرکب فصلی اهمیت کمتری دارد؛ بنابراین، α معادل ۰/۴ در نظر گرفته شده است. با این حال، با توجه به شرایط اقتصادی و اجتماعی کشورهای مختلف، α می‌تواند متفاوت باشد. برای مشخص کردن α و به دیگر سخن، اهمیت نسبی رشد قیمت فصلی و سالانه در شاخص IFPA، می‌توان از رویکرد تحلیل مؤلفهٔ اصلی[1] ارائه‌شده توسط اسمیت (Smith, 2002) و شلنز (Shlens, 2003) بهره گرفت و مقدار آن را با استفاده از روابط (۵) و (۶) محاسبه کرد:

$$\sigma^2_{\sum CQGR_t,CAGR_t} = \sigma^2_{CQGR_t} + \sigma^2_{CAGR_t} = \lambda_{CQGR_t} + \lambda_{CAGR_t} \quad (۵)$$

$$a = \frac{\lambda_{CQGR_t}}{\sigma^2_{\sum CQGR_t,CAGR_t}} \quad (۶)$$

که در این روابط، $\sigma^2_{\sum CQGR_t,CAGR_t}$ بیانگر مجموع واریانس $CQGR_t$ و $CAGR_t$ است؛ همچنین، λ_{CQGR_t} و λ_{CAGR_t}، به‌ترتیب، مقادیر ویژه $CQGR_t$ و $CAGR_t$ را نشان می‌دهند. شایان یادآوری است که در مطالعه حاضر، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در استان‌های ایران از روی داده‌های شاخص قیمت مواد غذایی مرکز آمار ایران با استفاده از روابط (۱) تا (۶) برای بازه ۱۴۰۱-۱۳۹۷ استخراج شده است.

الگوریتم خوشه‌بندی میانگین K

تجزیه‌وتحلیل خوشه‌ای یک روش آماری برای گروه‌بندی داده‌ها یا مشاهدات با توجه به شباهت یا درجه نزدیکی آنهاست. هرچه شباهت درون‌گروهی و یا تفاوت بین گروه‌ها بیشتر باشد، خوشه‌بندی دارای نتایج مناسب‌تر خواهد بود. روش‌های خوشه‌بندی را می‌توان به دو دسته قطعی و فازی تقسیم کرد. در روش خوشه‌بندی قطعی، هر مشاهده در یک خوشه قرار می‌گیرد، در حالی که در روش خوشه‌بندی فازی، یک مشاهده می‌تواند در بیش از یک خوشه قرار گیرد. در یک تقسیم‌بندی دیگر، تجزیه‌وتحلیل خوشه‌ای را می‌توان به روش‌های سلسله‌مراتبی، غیرسلسله‌مراتبی و الگوریتم‌های محاسباتی زیستی دسته‌بندی کرد. از جمله مهم‌ترین روش‌های خوشه‌بندی غیرسلسله‌مراتبی، روش میانگین K[2] است. این روش برای بسیاری از روش‌های خوشه‌بندی دیگر روش پایه محسوب می‌شود.

1. Principal Component Analysis (PCA)
2. k-means

الگوریتم خوشه‌بندی میانگین K یک الگوریتم تجزیه‌وتحلیل خوشه‌ای با راه حل تکراری است. در این روش، K عضو تصادفی از میان اعضا به‌عنوان مختصات مراکز خوشه‌ها انتخاب می‌شوند؛ سپس، فاصله نقاط (اعضا) از مراکز محاسبه و هر عضو به خوشه با نزدیک‌ترین مرکز تخصیص می‌یابد. هر بار که یک عضو جدید به خوشه اختصاص داده می‌شود، مرکز خوشه با توجه به اعضای موجود در خوشه مجدداً محاسبه می‌شود. تخصیص تکرار می‌شود و مراحل به‌طور مکرر تا زمان همگرایی ادامه خواهد داشت. به دیگر سخن، این فرآیند تا زمانی که مراکز خوشه‌ها ثابت بماند و مجموع مربعات خطاها[1] در حداقل ممکن باشد، ادامه خواهد داشت (Luo, 2022). خلاصهٔ گام‌های انجام روش خوشه‌بندی میانگین K به‌شرح زیر است:

- ابتدا مقدار k تعیین و سپس، k مجموعه از طریق خوشه‌بندی به‌دست می‌آید. در این خصوص، بسته به اندازه داده‌ها، اندازه k می‌تواند بین سه تا شش متغیر باشد.
- با تعیین k، داده‌ها به‌صورت تصادفی، از مجموعه داده‌ها انتخاب و به مراکز خوشه‌ها (c_iها) معرفی می‌شوند.
- سپس، برای هر نقطه در مجموعه داده، فاصله اقلیدسی[2] از مرکز خوشه محاسبه می‌شود. اگر این فاصله نزدیک به مرکز باشد، به مجموعه‌ای که آن مرکز بدان تعلق دارد، تقسیم می‌شود.
- پس از تقسیم مجموعه داده‌ها، در مجموع، k خوشه وجود خواهد داشت. در این مرحله، مرکز هر خوشه دوباره محاسبه می‌شود.
- اگر فاصله بین مرکز محاسبه‌شدهٔ جدید و مرکز اصلی کمتر از حد آستانه‌ای مشخص باشد، نشان می‌دهد که مرکز محاسبه‌شده تغییر زیادی ندارد و تمایل به همگرایی وجود دارد. بنابراین، می‌توان گفت که خوشه‌بندی رضایت‌بخش و نتایج الگوریتم بهینه است.

الگوریتم خوشه‌بندی میانگین K را می‌توان به‌صورت رابطه زیر نشان داد:

$$\mathrm{SSE} = \sum_{i=1}^{k} \sum_{x \in c_i} \mathrm{dist}(c_i, x) \qquad (۷)$$

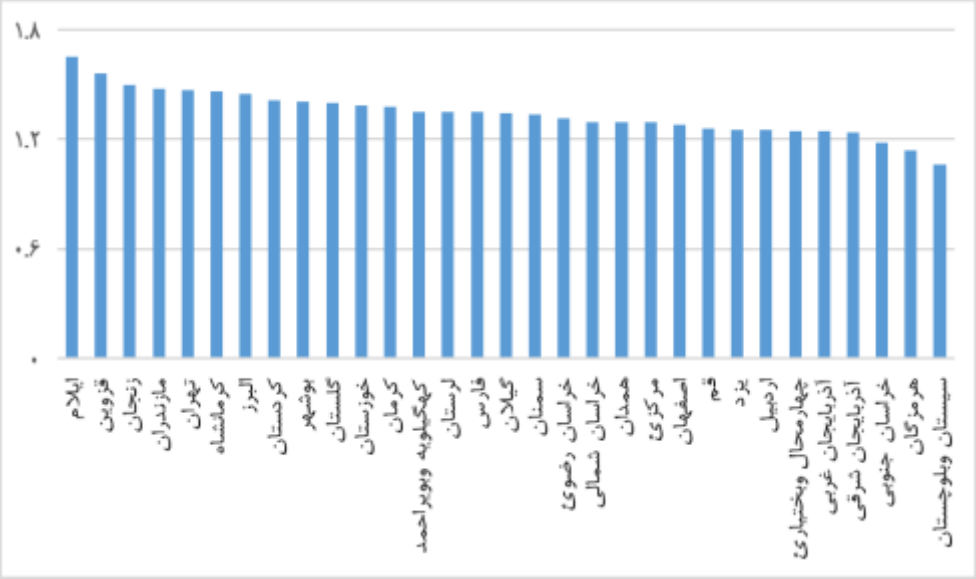
که در آن، k تعداد خوشه‌ها و c_i مرکز خوشه i است و dist نیز فاصله اقلیدسی میان دو نقطه را نمایان می‌سازد (Liu, 2022).

1 - Sum of Squared Errors
2 - Euclidean Distance

شایان یادآوری است که در مطالعه حاضر، برای خوشه‌بندی استان‌های کشور، در کنار متغیر ناهنجاری قیمت مواد غذایی، از متغیرهای سهم مخارج مواد غذایی از کل مخارج و مخارج واقعی سرانه در زمینهٔ مواد غذایی نیز استفاده شده است.

نتایج و بحث

در راستای دستیابی به اهداف مطالعه، ابتدا شاخص ناهنجاری قیمت مواد غذایی برای استان‌های مختلف کشور محاسبه شد که نتایج آن در شکل ۱ آمده است. همان‌گونه که از این شکل مشخص است، طی سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۹۷، بالاترین ناهنجاری قیمت مواد غذایی، به‌ترتیب، مربوط به استان‌های ایلام، قزوین، زنجان و مازندران بوده است؛ همچنین، استان‌های سیستان و بلوچستان، هرمزگان، خراسان جنوبی و آذربایجان شرقی در بازه یادشده کمترین ناهنجاری قیمت مواد غذایی را داشته‌اند.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱- ناهنجاری قیمت مواد غذایی در استان‌های ایران (متوسط سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۹۷)

در این قسمت، برای درک بهتر ناهنجاری قیمت، دلیل تفاوت آن در استان‌های مختلف و شناسایی استان‌های دارای رفتار مشابه، از روش خوشه‌بندی میانگین K استفاده شده است. رویکرد

پیشنهادی معمول برای خوشه‌بندی آن است که ابتدا تعداد خوشه‌ها با استفاده از روش تحلیل خوشه‌ای سلسله‌مراتبی[1] تعیین و سپس، برای تشکیل خوشه‌ها، روش میانگین K به‌کار گرفته شود. بر این اساس، در مطالعه حاضر نیز از این رویکرد استفاده شده است. نخست، برای تعیین تعداد خوشه‌ها، نمره مؤلفه اصلی[2] با به‌کارگیری روش تحلیل مؤلفه اصلی[3] به‌دست آمد. سپس، از نمره مؤلفه اصلی (PCS)، در چارچوب تحلیل خوشه‌ای سلسله‌مراتبی[4] و روش خوشه‌بندی وارد[5] استفاده شد تا جدول خوشه‌بندی پایین به بالا یا تجمعی[6] محاسبه شود. در خوشه‌بندی تجمعی، ابتدا داده‌ها به‌عنوان خوشه‌های مجزا در نظر گرفته می‌شوند و طی فرایندی تکراری در هر مرحله، خوشه‌هایی که شباهت بیشتری با یکدیگر دارند با هم ترکیب می‌شوند تا در نهایت، یک خوشه و یا تعدادی مشخص از خوشه‌ها حاصل شود. نتایج حاصل از خوشه‌بندی تجمعی در جدول ۱ آمده است. در این جدول، ستون سوم نشان‌دهنده ضرایب و ستون چهارم نشان‌دهنده تفاوت میان ضرایب در مراحل مختلف خوشه‌بندی است. چنانچه با عبور از یک مرحله به مرحله دیگر، در ضرایب جهشی قابل توجه مشاهده شود، تفاوت آن مرحله با کل مراحل نشان‌دهنده تعداد خوشه بهینه خواهد بود. بر این اساس، در مطالعه حاضر، از آنجا که جهش در مرحله ۲۴ مشاهده و تعداد کل مراحل نیز سی مرحله بود، تعداد خوشه بهینه «شش» خوشه تعیین شد.

جدول ۱- نتایج حاصل از خوشه‌بندی تجمعی

مرحله	خوشه ترکیبی		مرحله	اختلاف ضرایب
	خوشه ۱	خوشه ۲		
۱	۹	۱۴	۰/۰۰۰	–
۲	۱۰	۲۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳	۲۴	۲۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۴	۲۵	۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۵	۶	۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۶	۲۴	۲۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۷	۴	۲۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱
۸	۱۵	۱۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰

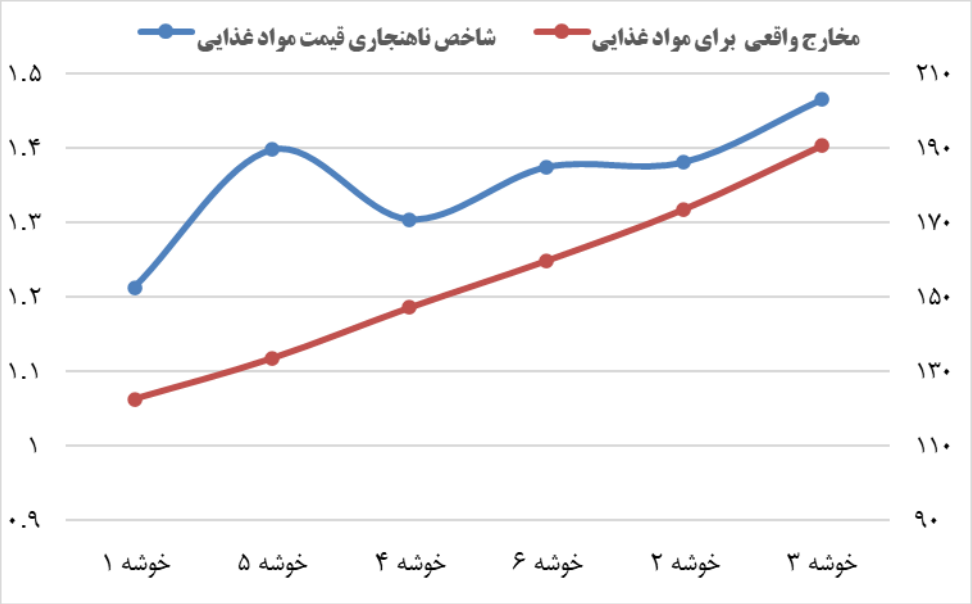
1. hierarchical clustering
2. Principal Component Score (PCS)
3. Principal Component Analysis (PCA)
4. hierarchical clustering
5. Ward's method
6. agglomerative clustering

مرحله	خوشه ترکیبی		مرحله	اختلاف ضرایب
	خوشه ۱	خوشه ۲		
۹	۶	۱۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱
۱۰	۱۶	۱۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲
۱۱	۸	۱۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲
۱۲	۲	۳	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱
۱۳	۲۵	۲۷	۰/۰۱۱	۰/۰۰۴
۱۴	۱۱	۲۳	۰/۰۱۴	۰/۰۰۳
۱۵	۵	۱۳	۰/۰۲۱	۰/۰۰۷
۱۶	۶	۱۰	۰/۰۲۹	۰/۰۰۸
۱۷	۱۶	۱۹	۰/۰۳۸	۰/۰۰۹
۱۸	۲۱	۲۴	۰/۰۴۷	۰/۰۰۹
۱۹	۴	۸	۰/۰۵۷	۰/۰۱۰
۲۰	۷	۱۶	۰/۰۹۰	۰/۰۳۴
۲۱	۲۱	۳۱	۰/۱۳۲	۰/۰۴۲
۲۲	۲۵	۲۸	۰/۱۸۰	۰/۰۴۸
۲۳	۱۱	۲۱	۰/۲۲۸	۰/۰۴۸
۲۴	۶	۷	۰/۴۸۵	۰/۱۵۶
۲۵	۴	۵	۰/۷۲۷	۰/۲۴۲
۲۶	۱	۲	۱/۰۶۹	۰/۳۴۲
۲۷	۴	۶	۱/۹۴۰	۰/۸۷۱
۲۸	۱۱	۲۵	۳/۶۲۵	۱/۶۸۵
۲۹	۱	۴	۸/۷۶۹	۵/۱۴۴
۳۰	۱	۱۱	۳۰	۲۱/۲۳۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل ۲، مخارج واقعی اختصاص‌یافته به مواد غذایی با ناهنجاری قیمت در خوشه‌های مختلف مقایسه شده است. همان‌گونه که از این شکل مشخص است، در همه خوشه‌ها، میان مخارج و ناهنجاری ارتباط مستقیم وجود دارد. البته، این ارتباط در خوشه ۵ قوی‌تر از دیگر خوشه‌هاست؛ به دیگر سخن، استان‌هایی که در آنها، مخارج صرف‌شده برای خرید مواد غذایی و یا همان تقاضا برای مواد غذایی بالاتر است، ناهنجاری قیمت نیز بیشتر است. همچنین، نتایج گویای این واقعیت است که عموماً با حرکت از استان‌هایی که سطح اختصاص مخارج به مواد غذایی کمتر است (خوشه اول) به استان‌هایی که سطح اختصاص مخارج به مواد غذایی بالاتر است (خوشه سوم)، شکاف میان ناهنجاری و مخارج

در حال کاهش است. این موضوع گویای این واقعیت است که با رشد مخارج برای خرید مواد غذایی، ناهنجاری به نسبت رشد مخارج افزایش نیافته است. دلیل اصلی این موضوع توزیع نامتوازن سیاست‌های تنظیم بازاری دولت است. ظاهراً این سیاست‌ها که عموماً در استان‌های برخوردار اجرا می‌شوند، تا حدی توانسته‌اند به مهار ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها کمک کنند.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۲- ارتباط میان مخارج واقعی برای مواد غذایی و ناهنجاری قیمت غذا در خوشه‌های مختلف

استان‌های واقع در خوشه‌های مختلف در جدول ۲ مشخص شده‌اند. اطلاعات این جدول نشان می‌دهد که استان‌های سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، کرمان و هرمزگان در خوشه اول قرار گرفته‌اند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که اگرچه نزدیک به ۳۸ درصد مخارج خانوارها در این استان‌ها صرف خرید مواد غذایی می‌شود، اما همان‌گونه که در شکل ۲ نیز مشاهده می‌شود، میزان مخارج خانوار برای مواد غذایی در استان‌های واقع در این خوشه نسبت به سایر استان‌ها پایین‌تر است؛ به دیگر سخن، از آنجا که این استان‌ها جزو استان‌های محروم و کم‌برخوردار کشور هستند، تقاضای مصرفی خانوارها به‌علت سطح درآمد پایین آنها کمتر بوده و بنابراین، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در

این استان‌ها نسبت به سایر استان‌های کشور پایین‌تر است. در مقابل، در استان‌های واقع در خوشه سوم شامل تهران، مازندران و البرز، مخارج واقعی خانوار برای مواد غذایی نسبت به سایر استان‌ها بالاتر است. از این‌رو، در این استان‌ها، اگرچه ۲۵ درصد مخارج خانوار صرف مواد غذایی می‌شود، اما میزان مخارج برای مواد غذایی به لحاظ عددی بالاتر از سایر استان‌هاست. بنابراین، تقاضای مصرفی و به تبع آن، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها نسبت به سایر استان‌های کشور بالاتر است.

بر اساس اطلاعات جدول ۲، خوشه پنجم شامل استان‌های آذربایجان غربی، سمنان، لرستان، گلستان و ایلام است. همان‌گونه که در شکل ۳ نیز مشاهده می‌شود، برای استان‌های واقع در این خوشه ارتباط میان ناهنجاری و مخارج نسبت به سایر خوشه‌ها قوی‌تر است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که نزدیک به ۳۶ درصد مخارج خانوارها در این استان‌ها صرف خرید مواد غذایی می‌شود و میزان مخارج خانوار برای مواد غذایی نیز در استان‌های واقع در این خوشه کمی بالاتر از خوشه اول است. از این‌رو، در نگاه اول، به نظر می‌رسد که به‌علت سطح پایین درآمد، این استان‌ها نیز الگوی رفتاری مشابه استان‌های خوشه اول داشته و به‌علت تقاضای مصرفی کم، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در آنها نسبت به سایر استان‌های کشور پایین‌تر باشد. با این همه، عدم مشاهده چنین موضوعی می‌تواند به‌دلیل صادرات و یا قاچاق مواد غذایی و کالاهای کشاورزی از برخی استان‌های مرزی واقع در این خوشه باشد. در این ارتباط، به‌دلیل تفاوت قیمت برخی کالاها با کشورهای همسایه، امکان قاچاق وجود دارد، اما اطلاعات دقیق از میزان قاچاق در دسترس نیست. با این حال، اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران نشان می‌دهد که در سال ۱۴۰۰، حدود سی درصد محصولات کشاورزی و مواد غذایی کشور از طریق گمرکات واقع در استان‌های مرزی ایلام، آذربایجان غربی و گلستان به خارج از کشور صادر شده است. از این‌رو، به نظر می‌رسد که صادرات کالاها از طریق این استان‌ها و نیز امکان قاچاق برخی کالاها به کمبود کالا و در نتیجه، افزیش قیمت مواد غذایی در این استان‌ها منجر شده است.

بر اساس اطلاعات جدول ۲، خوشه دوم شامل استان‌های اردبیل، مرکزی، خوزستان، کردستان و قزوین و خوشه ششم نیز شامل استان‌های چهارمحال و بختیاری، قم، بوشهر، کرمانشاه و زنجان است. این دو خوشه، بعد از خوشه سوم، بالاترین میزان ناهنجاری قیمت مواد غذایی را دارند و بررسی‌ها نشان می‌دهد که به‌ترتیب، ۳۴ و ۳۵ درصد مخارج خانوارها در این خوشه‌ها صرف خرید مواد غذایی می‌شود. در این خوشه‌ها، اگرچه میزان تخصیص مخارج برای مواد غذایی کمی بالاتر از خوشه سوم است، اما میزان مخارج صرف‌شده برای مواد غذایی، به لحاظ رفتاری، دارای الگوی مشابه با استان‌های خوشه سوم است؛ به دیگر سخن، ظاهراً مشابه استان‌های خوشه سوم، در این استان‌ها نیز تقاضای

مصرفی بالا دلیل اصلی ناهنجاری قیمت مواد غذایی است. البته، باید توجه داشت که سه استان کردستان، اردبیل و خوزستان از خوشه دوم و کرمانشاه از خوشه ششم دارای مرز زمینی با کشورهای همسایه هستند و از این‌رو، امکان قاچاق مواد غذایی از این استان‌ها به کشورهای همسایه نیز وجود دارد، که می‌تواند از دلایل دیگر بالا بودن ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها باشد. همچنین، بر اساس اطلاعات گمرک جمهوری اسلامی ایران، در سال ۱۴۰۰، حدود پانزده درصد محصولات کشاورزی و مواد غذایی کشور از طریق گمرکات واقع در استان‌های مرزی کردستان و کرمانشاه به خارج از کشور صادر شده است. از این‌رو، ممکن است صادرات کالاها از این استان‌ها نیز در ناهنجاری قیمت مواد غذایی نقش داشته باشد.

در نهایت، بر اساس اطلاعات جدول ۲، خوشه چهارم شامل استان‌های آذربایجان شرقی، یزد، اصفهان، همدان، خراسان رضوی، گیلان، فارس و کهگیلویه و بویراحمد است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که نزدیک به سی درصد مخارج خانوارها در این استان‌ها صرف خرید مواد غذایی می‌شود؛ و افزون بر این، میزان مخارج خانوار برای مواد غذایی در استان‌های واقع در این خوشه کمی بالاتر از خوشه‌های اول و پنجم است. بر این اساس، می‌توان گفت که اگرچه استان‌های واقع در این خوشه جزو استان‌های محروم و کم‌برخوردار نیستند، اما خانوارها به‌علت تخصیص سطح پایین‌تر مخارج خود به مواد غذایی، تقاضای مصرفی کمتری دارند و بنابراین، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها نسبت به استان‌های واقع در خوشه‌های دوم، سوم و ششم پایین‌تر است.

جدول ۲- استان‌های واقع شده در خوشه‌های مختلف

خوشه‌ها	تعداد اعضای خوشه	استان‌ها
خوشه ۱	۵	سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، کرمان و هرمزگان
خوشه ۲	۵	اردبیل، مرکزی، خوزستان، کردستان و قزوین
خوشه ۳	۳	تهران، مازندران و البرز
خوشه ۴	۸	آذربایجان شرقی، یزد، اصفهان، همدان، خراسان رضوی، گیلان، فارس و کهگیلویه و بویراحمد
خوشه ۵	۵	آذربایجان غربی، سمنان، لرستان، گلستان و ایلام
خوشه ۶	۵	چهارمحال و بختیاری، قم، بوشهر، کرمانشاه و زنجان

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳ نقشه ناهنجاری قیمت مواد غذایی را در استان‌های مختلف کشور نشان می‌دهد. این نقشه با توجه به خوشه‌بندی جدول ۲ رسم شده و همان‌گونه که از آن مشخص است، استان‌هایی که در مرکز و شرق ایران قرار دارند، با ناهنجاری قیمت مواد غذایی نسبتاً پایین‌تر روبه‌رو هستند و ناهنجاری در استان‌های واقع در شمال و غرب کشور نسبتاً بالاتر است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳- نقشه ناهنجاری قیمت مواد غذایی در استان‌های ایران

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تغییرات قیمت مواد غذایی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی سیاست‌گذاران است، زیرا افزایش آن می‌تواند اثرات منفی بر رفاه جامعه به‌ویژه اقشار کم‌درآمد و فقیر داشته باشد. در ارتباط با این مهم، از آنجا که به‌دلیل ساختار اقتصادی کشورهای در حال توسعه، این کشورها از افزایش قیمت مواد غذایی بیشتر اثر می‌پذیرند، اهمیت این موضوع برای کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است. چنانچه به قیمت‌های داخلی اجازه داده شود تا همراه با تغییرات قیمت جهانی تعدیل شوند، سطح رفاه مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان به‌شدت دستخوش تغییر می‌شود؛ از این‌رو، دولت‌ها همواره بر آنند که با کاهش انتقال شوک‌های بین‌المللی قیمت مواد غذایی به بازارهای داخلی، به‌ویژه مصرف‌کنندگان را از این تنش‌ها در امان نگهدارند. با این راهبرد، کشورهای دارای اقتصاد منبع‌بنیان به‌ویژه کشورهای نفت‌خیز واقع در حوزه خلیج فارس با اتکا به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز و با دخالت مستقیم در بازار، همواره به‌دنبال ایجاد ثبات در بازار مواد غذایی هستند. ایران نیز به‌عنوان یکی از کشورهای حاشیه خلیج فارس با تکیه بر درآمدهای نفتی و با به‌کارگیری سیاست‌های ارزی و پولی مهار قیمت مواد غذایی را همواره در دستور کار خود قرار داده است. با این وهمه، این سؤال مطرح است که «میزان اثربخشی سیاست‌های دولت در مهار قیمت مواد غذایی در سطح استانی و منطقه‌ای چه مقدار بوده است؟». با این رویکرد، مطالعه حاضر به بررسی و تحلیل ناهنجاری قیمت مواد غذایی در ایران پرداخته است. بدین منظور، نخست، شاخص ماهانه ناهنجاری قیمت مواد غذایی (IFPA) برای استان‌های مختلف در بازه ۱۴۰۱-۱۳۹۷ محاسبه شد. سپس، برای درک بهتر ناهنجاری قیمت در استان‌ها، دلایل تفاوت آن میان استان‌ها، شناسایی استان‌های دارای رفتار مشابه و ترسیم نقشه ناهنجاری قیمت مواد غذایی استان‌های کشور، از روش خوشه‌بندی میانگین K استفاده شد. نتایج نشان داد که طی سال‌های مورد مطالعه، بالاترین ناهنجاری قیمت مواد غذایی، به‌ترتیب، مربوط به استان‌های ایلام، قزوین، زنجان، مازندران بوده و همچنین، استان‌های سیستان و بلوچستان، هرمزگان، خراسان جنوبی و آذربایجان شرقی در دوره یادشده کمترین ناهنجاری قیمت مواد غذایی را داشته‌اند. در ادامه، استان‌ها در شش خوشه طبقه‌بندی شدند. در همه خوشه‌ها، میان مخارج و ناهنجاری ارتباط مستقیم وجود داشته و در استان‌هایی که مخارج واقعی برای خرید مواد غذایی و یا همان تقاضا برای مواد غذایی بالاتر بوده، ناهنجاری قیمت نیز بالاتر بوده است. میزان مخارج خانوار برای مواد غذایی در استان‌های واقع در خوشه اول شامل سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، کرمان و هرمزگان نسبت به سایر استان‌ها پایین‌تر بوده است و از آنجا که این استان‌ها از استان‌های محروم کشور به‌شمار

می‌روند، تقاضای مصرفی خانوارها، به‌علت سطح درآمد پایین آنها، کمتر بوده و در نتیجه، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها نسبت به سایر استان‌ها پایین‌تر بوده است. در مقابل، در استان‌های واقع در خوشه سوم شامل تهران، مازندران و البرز، مخارج واقعی خانوار برای مواد غذایی نسبت به سایر استان‌ها بالاتر بوده است؛ از این‌رو، در این استان‌ها اگرچه ۲۵ درصد مخارج خانوار صرف مواد غذایی شده، اما میزان مخارج برای مواد غذایی به لحاظ عددی بالاتر از سایر استان‌هاست و بنابراین، تقاضای مصرفی و به تبع آن، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها نسبت به سایر استان‌ها بالاتر بوده است. با توجه به نتایج مطالعهٔ حاضر، پیشنهادهایی به‌شرح زیر ارائه می‌شود:

- ✓ در استان‌هایی که میزان اختصاص مخارج به مواد غذایی کمتر است (سیستان و بلوچستان، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، کرمان و هرمزگان) نسبت به استان‌هایی که در آنها، سطح اختصاص مخارج به مواد غذایی بالاتر است (تهران، مازندران و البرز)، شکاف میان ناهنجاری و مخارج بالاتر است. این موضوع گویای این واقعیت است که با رشد مخارج برای خرید مواد غذایی، ناهنجاری به نسبت رشد مخارج افزایش پیدا نکرده است. این مسئله را می‌توان به توزیع نامتوازن سیاست‌های تنظیم بازاری دولت مرتبط دانست؛ به دیگر سخن، سیاست‌های تنظیم بازاری که عموماً در استان‌های برخوردار و به لحاظ سیاسی، قدرتمند اجرا شده، تا حدی توانسته‌اند به مهار ناهنجاری قیمت مواد غذایی در این استان‌ها کمک کنند. با این همه، این سیاست‌ها نتوانسته‌اند استان‌های کم‌برخوردار را به حد کافی منتفع کنند. بنابراین، لازم است که سیاست‌های تنظیم بازار بازنگری و به استان‌های محروم توجه ویژه شود. در این راستا، با توجه به بعد جغرافیایی و دور بودن استان‌های محروم و مرزی، به‌نظر می‌رسد که با ایجاد زیرساخت‌های سردخانه‌ای و انبارداری مناسب و گسترش شبکه مویرگی توزیع، می‌توان کارآیی و اثربخشی سیاست‌های تنظیم بازار را برای استان‌های کم‌برخوردار نیز افزایش داد.
- ✓ بر اساس نتایج پژوهش حاضر، ناهنجاری قیمت مواد غذایی در استان‌های مرزی به‌ویژه ایلام، آذربایجان غربی، کرمانشاه و کردستان بالاتر است. در این زمینه، بررسی‌ها نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از صادرات مواد غذایی از طریق گمرکات واقع در استان‌های یادشده انجام می‌شود؛ همچنین، اگرچه آمار رسمی در خصوص قاچاق کالا از استان‌های مرزی وجود ندارد، اما گزارش‌های ستاد مرکزی مبارزه با قاچاق کالا و ارز نشان می‌دهد که خروج غیررسمی کالاها از مناطق مرزی قابل توجه است. بنابراین، در یک جمع‌بندی کلی، می‌توان گفت که صادرات رسمی و خروج غیررسمی به کمبود کالا و از این‌رو، به افزیش قیمت مواد غذایی در استان‌های یادشده انجامیده

است. در این خصوص، باید اذعان داشت که قیمت بسیاری از کالاها در ایران به‌دلیل تخصیص ارز یارانه‌ای و یا قیمت‌گذاری دستوری به‌طور مصنوعی نسبت به کالای مشابه در کشورهای همسایه پایین‌تر است. این موضوع سبب شده است که انگیزه برای قاچاق کالاها به خارج از کشور وجود داشته باشد. برای جلوگیری از این پدیده در کوتاه‌مدت، باید از طریق اقدامات نظارتی، از خروج غیررسمی کالاها جلوگیری و تجارت صرفاً از طریق مبادی رسمی انجام شود؛ اما در بلندمدت، برای جلوگیری از پدیده قاچاق در کشور، شایسته است که موضوع واقعی ساختن قیمت مواد غذایی مدنظر سیاست‌گذاران قرار گیرد.

منابع

1. Baquedano, F. G. (2015). Developing an indicator of price anomalies as an early warning tool: a compound growth approach. Food and Agriculture Organization (FAO).
2. Barrett, C. B., & Dorosh, P. A. (1996). Farmers' welfare and changing food prices: nonparametric evidence from rice in Madagascar. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(3), 656-669.
3. Bentley, A. R., Donovan, J., Sonder, K., Baudron, F., Lewis, J. M., Voss, R., ..., & Govaerts, B. (2022). Near-to long-term measures to stabilize global wheat supplies and food security. *Nature Food*, 3(7), 483-486.
4. Brown, L. R. (2008). Why ethanol production will drive world food prices even higher in 2008? Earth Policy Institute, Columbia.
5. Brown, M. E., & Kshirsagar, V. (2015). Weather and international price shocks on food prices in the developing world. *Global Environmental Change*, 35, 31-40.
6. Campbell, B. M., Vermeulen, S. J., Aggarwal, P. K., Corner-Dolloff, C., Girvetz, E., Loboguerrero, A. M., ..., & Wollenberg, E. (2016). Reducing risks to food security from climate change. *Global Food Security*, 11, 34-43.
7. Dadras Moghaddam, A., & Zibaei, M. (2009). Relation between macroeconomic and agriculture sector of iran (with emphasis on monetary policy). *Iranian Journal of Economic Research*, 13(39), 95-112. [In Persian]

8. Devereux, S., Béné, C., & Hoddinott, J. (2020). Conceptualising COVID-19's impacts on household food security. *Food Security*, 12(4), 769-772.
9. Dietrich, S., Giuffrida, V., Martorano, B., & Schmerzeck, G. (2022). COVID-19 policy responses, mobility, and food prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 104(2), 569-588.
10. Ghahremanzadeh, M., Pishbahar, E., & Khalili Malekshah. S. (2016). The Effect of macroeconomic variables on food inflation in Iran: an application of Structural Vector Error Correction Model (SVECM). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(4), 773-784. DOI: 10.22059/ijaedr.2016.61308. [In Persian]
11. Ghahremanzadeh, M., Samadpour, M., & Hosseinzad, J. (2022). The effects of agricultural trade openness on food price in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 36(4), 363-376. DOI: 10.22067/jead.2022.73620.1098. [In Persian]
12. Ghetmiri, M., & Harati, J. (2005). An investigation of the impact of macroeconomic variables on food price index in Iran (1959-2000): an Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 7(23), 221-235. [In Persian]
13. Gilbert, C. L., Christiaensen, L., & Kaminski, J. (2017). Food price seasonality in Africa: measurement and extent. *Food Policy*, 67, 119-132.
14. Gombkötő, N. (2014). Causes and potential solutions of global food price increase. *Societal Innovations for Global Growth*, 1(3), 45-62.
15. Javdan, E., Raheli, H., & Naghadi, R. (2015). Analysis of factors affecting food price in Iran with emphasis on oil shocks. *Agricultural Economics Research*, 7(26), 179-195. [In Persian]
16. Javdan, E., Pishbahar, E., Haghighat, J., & Mohammad-Rezaei, R. (2017). Comparison of linear and non-linear models in assessing the global food price pass-through into domestic food price in Iran. *Agricultural Economics*, 10(4), 101-118. DOI: 10.22034/iaes.2017.22713. [In Persian]

17. Kalkuhl, M., von Braun, J., & Torero, M. (2016). Volatile and extreme food prices, food security, and policy: an overview. In: Food price volatility and its implications for food security and policy, pp. 3-31.
18. Kaminski, J., Christiaensen, L., & Gilbert, C. L. (2014). The end of seasonality: new insights from Sub-Saharan Africa. World Bank Policy Research Paper, No. 6907.
19. Karbasi, A., & Piri, M. (2008). The relationship between the price level of agricultural products and inflation uncertainty in Iran: 1971-2005. *Iranian Journal of Trade Studies (IJTS)*, 13(47), 111-140. [In Persian]
20. Kohansal, M. R., & Hezareh, R. (2017). The impacts of oil price shocks, exchange rate on food prices in urban areas of Iran. *Agricultural Economics Research*, 8(32), 171-190. [In Persian]
21. Laborde, D., Lakatos, C., & Martin, W. J. (2019). Poverty impact of food price shocks and policies. World Bank Policy Research Working Paper, No. 8724.
22. Layani, G., & Mehrjou, S. (2023). Asymmetric effects of exchange rate and oil price changes on food and agricultural product prices in Iran: application of NARDL approach. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 37(1), 35-48. DOI: 10.22067/jead.2022.74721.1113. [In Persian]
23. Liu, Y. (2022). Analysis and prediction of college students' mental health based on K-means clustering algorithm. *Applied Mathematics and Nonlinear Sciences*, 7(1), 501-512.
24. Luo, J. (2022). Application of K-means method based on SPSS in graphic design score analysis. The Third International Conference on Big Data and Social Sciences (ICBDSS 2022), pp. 453-459, Atlantis Press.
25. Minot, N. (2014). Food price volatility in Sub-Saharan Africa: Has it really increased?. Food Policy, 45, 45-56.
26. Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: a panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics*, 34(4), 1098-1104.

27. Parizan, V., & Torkamani, J. (2003). The effects of monetary policies and exchange rates on changes in relative agricultural prices. Iran Agricultural Economics Conference. [In Persian]
28. Pishbahar, E., & Javdan E. (2016). The impact of monetary shocks on food price in Iran. *QJER*, 15(4),127-142. [In Persian]
29. Pishbahar, E., Ghahremanzadeh, M., & Jafari Sani, M. (2014). The effect of monetary policy on food price index: an application of Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 27(4), 319-327. DOI: 10.22067/jead2.v1391i5.27052. [In Persian]
30. Roman, M., Górecka, A., & Domagała, J. (2020). The linkages between crude oil and food prices. *Energies*, 13(24), 6545.
31. Samal, A., Ummalla, M., & Goyari, P. (2022). The impact of macroeconomic factors on food price inflation: an evidence from India. *Future Business Journal*, 8(1), 1-14.
32. Shlens, J. (2003). A tutorial on principal component analysis, derivation, discussion and singular value decomposition (Version-I). University of California in San Diego. Available at https://arxiv.org/pdf/1404.1100.pdf.
33. Smith, L. I. (2002). A tutorial on principal components analysis.
34. Sujithan, K. A., Avouyi-Dovi, S., & Koliai, L. (2014). On the determinants of food price volatility. In: International Conference on Food Price Volatility: Causes and Challenges, February 2014, p. 50.
35. Sun, Y., Gao, P., Raza, S. A., Shah, N., & Sharif, A. (2023). The asymmetric effects of oil price shocks on the world food prices: fresh evidence from quantile-on-quantile regression approach. *Energy*, 270, 126812.
36. Timmer, C. P. (2017). Food security, structural transformation, markets and government policy. *Asia and the Pacific Policy Studies*, 4(1), 4-19.
37. Traore, F., & Diop, I. (2021). Measuring food price volatility. AGRODEP Technical Notes, No. 0019.
38. Ulussever, T., Ertuğrul, H. M., Kılıç Depren, S., Kartal, M. T., & 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.

39. UNCTAD (2022). Trade and development report 2022. United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). SDG Pulse 2022.
40. Wei, T., Glomsrød, S., & Zhang, T. (2017). Extreme weather, food security and the capacity to adapt: the case of crops in China. *Food Security*, 9, 523-535.