Agricultural Economics and Development
Vol.31, No.124, Winter 2024

Research Paper

Analyzing and Comparing the Spillover Effects of Exchange Rate Fluctuations on the Price of Protein Products in Urban and Rural Areas of Iran

A. Alipour [1]

Received: 11 April, 2023 Accepted: 4 November, 2023

Introduction: Necessary access to protein products plays a very important role in ensuring the health and food security of the society. Therefore, due to the importance of food security, adequate, sufficient and cheap access to protein products has always been one of the main goals of agricultural development programs in Iran. The payment of various foreign currency and IRI rials subsidies in the field of market regulation, price control and periodical supervision are among the most important policies in supporting the consumption of protein products in Iran. Nevertheless, a review of long-term statistics shows that the per capita consumption of many protein products in Iran has decreased. Naturally, one of the most important reasons for people's lack of stable access to food and agricultural products, including protein products, should be sought in the repeated price fluctuations associated with these products. In such a way that, with the increase in the price of these products, it becomes difficult for the households to provide them with the desired and suitable products, and the level of welfare of the consumers is reduced. Exchange rate volatility is a problem that plays a significant role in the price fluctuations of food products in developing countries, especially countries where a significant part of their food supply is dependent on foreign countries. Therefore, in this study, the spillover analysis of exchange rate fluctuations on the price of protein products in urban and rural areas of Iran was analyzed.

Materials and Methods: The occurrence of fluctuation or variance of conditional heteroskedasticity over time is one of the characteristics of the price in all types of financial markets. Fluctuation spillover also means that there may be a connection between fluctuations in different markets so that existing fluctuations can be transferred from one market to another. In conventional econometric

1. Assistant Professor, Department of Rural Development, College of Agriculture, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran (a.alipour@iut.ac.ir).

DOI: 10.30490/AEAD.2023.362000.1512

models, it is assumed that the variance is a component of disturbance in the whole sample; but usually, many economic time series go through some periods with large fluctuations and periods with little changes. Therefore, under these conditions, the assumption of constant variance or homoscedasticity variance does not seem very logical. On the other hand, in many cases, predicting the conditional variance of a series of data will be of special importance. Therefore, the use of Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) models, especially the multivariate GARCH (MVGARCH) approach, has become common in this regard. Therefore, in this study, the MVGARCH approach and time series data from May 2002 to December 2021 by separate urban and rural areas were used for the desired analysis.

Results and Discussion: The study results showed that the occurrence of a shock in the currency market in any period would only lead to current fluctuations in the market of milk, cheese and eggs in urban areas and would not affect the current fluctuations in the markets of red and white meat and seafood in these areas; in addition, the fluctuation in the currency market in each period would significantly spill over to the protein products market in the cities in the next period. According to the results, the spillover of the fluctuation of the currency market to the protein products market in urban areas is more effective in the red and white meat market and the aquatic products market rather than the milk, cheese and eggs market. The results also showed that the volatility spillover among the three protein markets in urban areas is not significant. Regarding the rural areas, the results showed that the occurrence of a shock in the currency market, despite having an effect on the market fluctuations of the milk, cheese and eggs market and the seafood market, would not have a significant effect on the price fluctuations of the red and white meat market; in addition, the occurrence of a shock in the currency market, despite having an effect on the fluctuations of milk, cheese and eggs market and seafood market, would not have a significant effect on the price fluctuations of the red and white meat market; also, among the three protein markets, the red and white meat market is not affected by the fluctuations of the currency market. In addition, the results showed that unlike the urban areas, in the rural areas, the spillover fluctuation among the triple markets of protein products would mainly occur in an indirect direction.

Conclusions: The analysis of the study results showed that the shock and fluctuation of the exchange rate to a large extent would spill over into the markets of protein products in the urban and rural areas; however, there would be differences between the markets and their susceptibility to volatility and currency shocks, among which the difference in the effectiveness of red and white meat

from exchange rate fluctuation could be mentioned, which would not happen in the rural areas, unlike the urban areas, where exchange rate fluctuation overflows. Another difference is that there is no spillover between the protein product markets in the cities, while in rural areas, the fluctuations are indirect and reversed. Therefore, it is inferred that if any factor, including exchange rate fluctuations, causes price fluctuations in one of the protein product markets, this fluctuation does not accumulate in the urban areas between markets. At the same time, in the rural areas, the intensity of fluctuations between markets is reduced to a great extent. In justifying these differences, it can be said that mainly in the cities, the management policies of the protein products market are done by controlling the price and monitoring the market, spending a lot of money and energy, while in the villages, the relative abundance of the supply of products, on the one hand, and the limited income of the rural residents, on another hand, prevent the price fluctuations to some extent. Therefore, as a recommendation, the study emphasized the relative adjustment of policies, shifting from consumer protection policies towards producer protection policies aiming at increasing the supply and regulating the price of protein products.

Keywords: *Price Fluctuation, Multivariate GARCH, Protein Products, Exchange Rate, Iran.*

JEL Classification: C51, E32, M31

اقتصاد کشاورزی و توسعه

سال ۳۱، شماره ۱۲٤، زمستان ۱٤۰۲

مقاله پژوهشی

تحلیل و مقایسهٔ آثار سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران

علیرضا علی پور[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۳

چکیده

از مهم‌ترین دلایل عدم دسترسی پایدار افراد به محصولات پروتئینی را باید در نوسان‌های قیمتی پرتکرار مرتبط با این محصولات جست‌وجو کرد، به‌گونه‌ای که با نوسان قیمت این محصولات، تأمین پایدار و مناسب آنها از سوی خانوارها با دشواری مواجه و از میزان رفاه مصرف‌کنندگان کاسته می‌شود. هدف مطالعه حاضر تحلیل و مقایسه آثار سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران بود؛ و بدین منظور، از داده‌های سری زمانی اردیبهشت ۱۳۸۱ تا آذر ۱۴۰۰ و مدل‌های گارچ (GARCH) چندمتغیره استفاده شد. نتایج نشان داد که وقوع تکانه در بازار ارز به بازار شیر، پنیر و تخم مرغ در مناطق شهری منتقل و به‌صورت معنی‌دار، به تمامی بازارهای محصولات پروتیینی در مناطق شهری سرریز می‌شود؛ در عین حال، بروز تکانه ارزی بر نوسان‌های بازارهای گوشت قرمز و سفید و آبزیان در این مناطق تأثیر نمی‌گذارد. در مناطق روستایی نیز همچون مناطق شهری، ایجاد تکانه‌های ارزی به بازار گوشت قرمز و سفید منتقل نمی‌شود؛ با این همه، در مناطق روستایی، برخلاف مناطق شهری، نوسان‌های ایجادشده در بازار ارز به بازار گوشت قرمز و سفید سرریز نمی‌شود. همچنین، در مناطق روستایی، سرریز نوسان در میان بازارهای محصولات پروتئینی عمدتاً در جهت معکوس اتفاق می‌افتد. در نهایت، بر اساس نتایج پژوهش حاضر، تعدیل

۱- استادیار گروه توسعهٔ روستایی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان، ایران. (a.alipour@iut.ac.ir)

سیاست‌گذاری‌ها از سمت سیاست‌های حمایت از مصرف‌کنندگان به سوی سیاست‌های حمایت از تولیدکنندگان با هدف افزایش عرضه و تنظیم قیمت محصولات پروتئینی مورد تأکید قرار گرفت.

کلیدواژه‌ها: *نوسان قیمت، گارچ (GARCH) چندمتغیره، محصولات پروتیینی، نرخ ارز، ایران.*

طبقه‌بندی JEL : C51, E32, M31

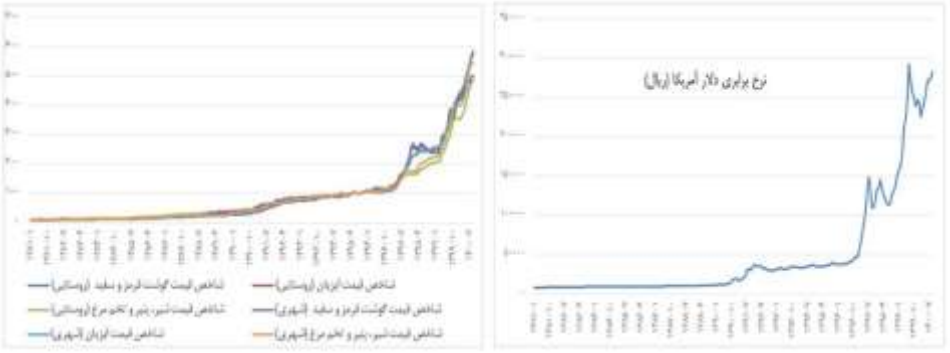
مقدمه

پروتئین‌ها از مغذی‌ترین مواد غذایی به‌شمار می‌روند و در واقع، سازنده بلوک‌های اصلی بدن انسان محسوب می‌شوند. پروتئین‌ها در ساخت عضله، تلندون، لندام‌ها، پوست، مو، آنزیم‌ها، هورمن‌ها، انتقال‌دهنده‌های عصبی و بسیاری از مولکول‌های ریز در بدن انسان نقش به‌سزایی دارند. بنابراین، می‌توان پذیرفت که دسترسی به محصولات پروتئینی در تأمین سلامت و امنیت غذایی آحاد مختلف جامعه جایگاهی بسیار مهم را به خود اختصاص می‌دهد. از این‌رو، با توجه به اهمیت امنیت غذایی، دسترسی مناسب، کافی و ارزان به محصولات پروتئینی همواره یکی از اهداف عمده برنامه‌های توسعه کشاورزی در ایران بوده است و دولت‌ها، همه‌ساله، برای حفظ و ارتقای مصرف این محصولات، اقداماتی نسبتاً گسترده را انجام داده‌اند (Mehrabi Boshrabadi and Owhadi, 2014).

پرداخت یارانه‌های ارزی و ریالی متنوع در زمینه تنظیم بازار، قیمت‌گذاری دستوری و نظارت‌های دوره‌ای از مهم‌ترین سیاست‌ها در زمینه حمایت از مصرف محصولات پروتئینی در ایران محسوب می‌شوند. با این همه، بررسی آمارهای بلندمدت نشان می‌دهد که سرانه مصرف بسیاری از محصولات پروتئینی در ایران روند کاهشی داشته است. برای نمونه، بر اساس گزارش‌های مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، در سال ۱۳۸۴، میزان مصرف انواع گوشت در هر خانوار ایرانی (بر اساس بعد چهار نفر برای هر خانوار) سالانه حدود ۵۷ کیلوگرم بوده، در حالی که این میزان در سال ۱۴۰۰ به رقمی در حدود ۲۴ کیلوگرم کاهش یافته است. به عنوان نمونه‌ای دیگر، آمارهای سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (فائو[1]) نشان می‌دهد که سرانه مصرف شیر فرآوری‌شده در ایران از رقم ۶۶/۶ کیلوگرم در سال ۲۰۰۶ به رقم ۲۲/۴۶ کیلوگرم در سال ۲۰۱۸ کاهش یافته است. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که علی‌رغم تلاش‌های انجام‌شده، اهداف مورد نظر سیاست‌گذاران به‌صورت کامل تحقق نیافته و امنیت غذایی پایدار جامعه همچنان با تهدید مواجه است (Nasabian, 2011). به‌صورت طبیعی، از مهم‌ترین دلایل عدم دسترسی پایدار افراد به محصولات غذایی و کشاورزی

1. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO)

ازجمله محصولات پروتئینی را باید در نوسان‌های قیمتی پرتکرار مرتبط با این محصولات جست‌وجو جرد، به‌گونه‌ای که با افزایش قیمت این محصولات، تأمین مطلوب و مناسب آنها از سوی خانوارها با دشواری مواجه و از میزان رفاه مصرف‌کنندگان کاسته می‌شود. در این خصوص، نتایج مطالعه شعبان‌زاده خوشرودی و همکاران (Shabanzadeh Khoshrody et al., 2022) نشان می‌دهد که در سال ۱۴۰۱ و پس از حذف ارز ترجیحی واردات نهاده‌ها و محصولات دامی، قیمت هر کیلوگرم گوشت قرمز، گوشت مرغ ، تخم مرغ و شیر در بازار کشور، به‌ترتیب، در حدود ۵۵۲۳۶۰، ۱۹۱۳۲۴۰، ۳۸۵۶۴۰ و ۱۲۵۱۳۰ ریال افزایش یافته و میزان رفاه مصرف‌کنندگان محصولات پروتیینی معادل ۳۱۸۴۶۸۰ هزار میلیارد ریال کاهش یافته است. در این ارتباط، روند تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران در قالب شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱- روند تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران

همان‌گونه که از مشاهده شکل ۱ استنباط می‌شود، متغیرهای نرخ ارز و شاخص قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران در طول بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۱ و به‌ویژه در سالیان اخیر، روند صعودی همراه با نوسان‌های متعدد داشته‌اند؛ همچنین، نوسان قیمت‌ها در بسیاری از سال‌ها به‌صورت ماهانه و در بازه‌های زمانی نزدیک به هم اتفاق افتاده است. شکل ۱، علاوه بر این، نشان می‌دهد که الگوی تغییرات شاخص قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران بی‌ارتباط با تغییرات روند نرخ ارز نیست. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد که تلاطم نرخ ارز مسئله‌ای است که در کشورهای در حال توسعه به‌ویژه کشورهایی که بخش قابل توجهی از تأمین

محصولات غذایی آنها وابسته به خارج از کشور است، نقش به‌سزایی در نوسان‌های قیمتی محصولات غذایی ایفا می‌کند. در این ارتباط، نتایج مطالعات متعدد از جمله آلوری و کوتو (Alori and Kutu, 2019)، ربوردو و اوگاندو (Reboredo and Ugando, 2014) و فیلیپس (Philips, 2011) مؤید این مطلب است که نوسان نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل بی‌ثباتی قیمت و به‌دنبال آن، عدم پایداری مصرف مواد غذایی در کشورهای مختلف محسوب می‌شود. از این‌رو، تحلیل و ارزیابی سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر بازار محصولات غذایی موضوعی درخور اهمیت به‌شمار می‌رود.

نکته حائز اهمیت دیگر در این ارتباط عبارت است از تفاوت الگوی مصرفی و دسترسی به محصولات غذایی و کشاورزی در مناطق شهری و روستایی و نیز میزان و نحوه اثرگذاری نوسان‌های نرخ ارز در این زمینه؛ و از آنجا که مناطق روستایی قطب تولید این محصولات به‌ویژه محصولات دامی است، به‌صورت طبیعی، انتظار می‌رود که علاوه بر تمایز در الگوهای مصرفی محصولات غذایی و کشاورزی در شهرها و روستاها، توزیع و بازاررسانی این محصولات در قطب‌های کشاورزی و روستاها نیز در مقایسه با مناطق شهری به‌صورت متفاوت انجام پذیرد. از این‌رو، با توجه به نقش و جایگاه مصرف محصولات پروتئینی در ایجاد امنیت غذایی پایدار آحاد مختلف جامعه شهری و روستایی و اهمیت نوسان قیمت بازاری این محصولات، در مطالعهٔ حاضر، به تحلیل سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات پروتیینی (شامل گروه‌های کالایی گوشت قرمز و سفید، شیر، پنیر و تخم مرغ و آبزیان) در مناطق شهری و روستایی ایران پرداخته شده است. در ادبیات تحقیق، با هدف مدل‌سازی آثار ایجاد نوسان در بازارهای چندگانه، از مفهوم انتقال و سرریز نوسان و الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته (گارچ) چندمتغیره[1] بسیار استفاده شده و در این زمینه، نتایجی جالب توجه گزارش شده است که از آن میان، می‌توان به مطالعات جیرانیاکول (Jiranyakul, 2013)، مرادی و همکاران (Moradi et al., 2013)، دورلندیش و همکاران (Dourandish et al., 2014)، خیابانی و دهقانی (Khiabani and Dehghani, 2014)، برگمن و همکاران (Bergmann et al., 2016)، وجدی و همکاران (Vajdi et al., 2018)، شمس‌الدینی و همکاران (Shamsoddini et al., 2021)، کاتوسیم (Katusiime, 2021)، ایلدیریم و همکاران (Yıldırım et al., 2022) و یوراک و بیلجیک (Urak and Bilgic, 2023) اشاره کرد. در این مطالعات، از روش‌های تحقیق مختلف استفاده شده است. الگوی گارچ چندمتغیرهٔ «خودرگرسیون برداری- بک- گارچ[2]»، رویکرد

1. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MVGARCH)
2. Vector Autoregressive-Baba, Engle, Kraft and Kroner-GARCH (VAR-BEKK-GARCH)

خودرگرسیون (خودتوضیح) برداری تعمیم‌یافته[1] و روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[2] از پرتکرارترین روش‌های تحقیق در این مطالعات به‌شمار می‌روند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد که در عمده موارد، نوسان قیمت در بازار محصولات مختلف از جمله محصولات غذایی و به‌ویژه محصولات پروتئینی از نوسان بازار ارزهای خارجی بسیار تأثیر پذیرفته و همچنین، در بسیاری از موارد، تکانه مثبت نرخ ارز اثر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت محصولات داشته است. با این همه، میزان و جهت اثرگذاری نوسان و تکانه‌های نرخ ارز در مناطق مختلف و در بین محصولات گوناگون با یکدیگر متفاوت است. بررسی نتایج مطالعات پیشین، همچنین، نشان می‌دهد که الگوهای گارچ چندمتغیره کاربردهای فراوان در بررسی انتقال نوسان بین بازارهای مختلف کالایی داشته و از مقبولیت قابل توجه نزد پژوهشگران برخوردار است. افزون بر این، با بررسی نتایج مطالعات پیشین، چنین استنباط می‌شود که به‌طور کلی، با بروز تلاطم در بازار، آثار قابل توجه در قالب سرریزهای نوسان و تکانه به سایر بازارهای مرتبط با آن بازار منتقل می‌شود. نتایج مطالعات پیشین نشان می‌دهد که به‌ویژه، با بروز تلاطم در بازار ارزهای خارجی، قیمت محصولات کشاورزی از جمله محصولات پروتئینی تحت تأثیرات مختلف قرار می‌گیرد. از این‌رو، از بررسی مطالعات پیشین این‌گونه برمی‌آید که به‌منظور تحلیل سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران، می‌توان از مفهوم آثار سرریز تلاطم در بین بازارهای چندگانه با کاربرد مدل‌های واریانس ناهمسانی چندمتغیره استفاده کرد. البته، تحلیل آثار سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران و مقایسه نتایج در بین این مناطق از سوی پژوهشگران به‌ویژه در داخل کشور کمتر در کانون توجه قرار داشته است. افزون بر این، تحلیل اثرگذاری سرریزهای نرخ ارز به‌تفکیک این محصولات نیز تاکنون در داخل کشور مورد تحلیل و ارزیابی قرار نگرفته است. از این‌رو، در مطالعهٔ حاضر، به‌عنوان یک مساعدت پژوهشی به ادبیات تحقیق، به تحلیل و مقایسه آثار سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران پرداخته شده است.

مواد و روش‌ها

«بروز نوسان یا واریانس ناهمسانی شرطی طی زمان» از ویژگی‌های قیمت در انواع بازارهای مالی است. منظور از «نوسان» میزان تغییرات قیمت (مانند قیمت دارایی)، نرخ (مانند نرخ ارز) یا

1. Generalized Vector Autoregressive (GVAR)
2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

شاخص معین (مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده) است که معمولاً به‌صورت واریانس یا انحراف معیار بیان می‌شود. سرریز نوسان نیز بدین معنی است که امکان دارد ارتباطی بین نوسان‌ها در بازارهای مختلف وجود داشته باشد، به‌گونه‌ای که نوسان‌های موجود می‌تواند از یک بازار به بازار دیگر منتقل شود (Dourandish et al., 2014).

در الگوهای اقتصادسنجی مرسوم، فرض بر آن است که واریانس جزء اخلال در کل نمونه ثابت است؛ اما به‌طور معمول، بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی برخی از دوره‌ها را با نوسان‌های زیاد و دوره هایی را با تغییرات اندک پشت سر می‌گذارند. از این‌رو، در این شرایط، فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی چندان منطقی به‌نظر نمی‌رسد. از سوی دیگر، در بسیاری از موارد، پیش‌بینی واریانس شرطی مجموعه‌ای از داده‌ها اهمیت ویژه دارد. برای نمونه، یک سهام‌دار ممکن است به‌دنبال پیش‌بینی نرخ عایدی سهام و واریانس آن طی دوره نگهداری باشد؛ اگر این سهام‌دار بخواهد سهمی را در دوره t خریداری کند و در دوره $t+1$ بفروشد، برای وی واریانس غیرشرطی و یا بلندمدت عایدی آن ارزشی نخواهد داشت. بنابراین، ذکر این نکته لازم است که در بسیاری از موارد، پیش‌بینی‌های شرطی از ارجحیت بسیار بالاتری نسبت به پیش‌بینی‌های غیرشرطی برخوردارند (همان منبع).

انگل (Engle, 1982)، نخستین بار، نشان داد که می‌توان الگوهای شامل میانگین شرطی و واریانس شرطی به‌طور هم‌زمان را بررسی کرد. این الگوها به الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت (خودرگرسیون یا خودتوضیح)[1] شهرت یافتند که اساس آنها در رفع واریانس ناهمسانی در الگوهای مورد بررسی نهفته است. یکی از دلایل استفاده از الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های مختلف یک مجموعه (سری) است. این حرکت خوشه‌ای می‌تواند بیانگر این مطلب باشد که برای نمونه، تغییرات قیمت دوره بعدی با تغییرات قیمت دوره جاری مرتبط است. به دیگر سخن، تغییرات بزرگ در قیمت‌ها اغلب تمایل به تغییرات بزرگ‌تر در دوره بعد دارد و تغییرات کوچک نیز اغلب تمایل به تغییرات کوچک‌تر دارد، به‌گونه‌ای که ممکن است مجموعهٔ یادشده طی دوره‌های مختلف رفتارهای متفاوت از خود به نمایش بگذارد. به بیان ساده‌تر، نوسان‌های قیمت ممکن است در برخی از دوره‌ها، کم و در برخی دیگر از دوره‌ها، زیاد باشد. در چنین شرایطی، انتظار بر این است که واریانس قیمت‌ها طی روند تصادفی مجموعهٔ مورد نظر ثابت نبوده، تابعی از رفتار جملات خطا باشد. در حقیقت، مزیت الگوهای واریانس

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)

ناهمسانی شرطی خودبازگشت (ARCH) این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشتهٔ خود توضیح دهد (Engle and Kroner, 1995). در حالت کلی، فرآیند مرتبه qام ARCH و تابع حداکثر درست‌نمایی آن در روابط (۱) و (۲) قابل مشاهده است:

$$\varepsilon_t|\psi_{t-1}N(0,h_t) \quad (۱)$$

$$\sigma_(t+1\vdash|t\dashv)\hat{}2 = h_t = \alpha_0 + \sum_(i=1)\hat{}q \text{▒} \left[\!\left[\alpha_i\, \hat{\varepsilon}_(t-1)\hat{}2 + v_i\right]\!\right] \quad (۲)$$

الگوی رگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت (ARCH) به‌صورت صریح بین واریانس غیرشرطی و واریانس شرطی تفاوت قائل می‌شود و واریانس شرطی را تابعی از خطاهای گذشته و طی زمان متغیر در نظر می‌گیرد. الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودبازگشت (ARCH) از سوی بولرسلف (Bollerslev, 1986) با عنوان «واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته[1]» بسط داده شد. اگر ε_t یک فرآیند تصادفی با اعداد حقیقی و به‌صورت محدود باشد و ψ_t مجموعه اطلاعات موجود طی زمان باشد، آنگاه الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته (GARCH) به‌صورت روابط (۳) و (۴) مطرح می‌شود (Chang and Lee, 2001):

$$\varepsilon_t|\psi_{t-1}N(0,h_t) \quad (۳)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} + v_i \quad (۴)$$

در الگوی GARCH، هم اجزای خودهمبسته و هم اجزای میانگین متحرک در معادلهٔ واریانس ظاهر می‌شوند. در روابط بالا، h_t واریانس در دوره t، ε_t جزء خطا در دوره t ، α_i معرف اثر سرریز تکانه و β_i معرف اثر سرریز نوسان است که در ادامه، تفسیر آنها در شکل ماتریسی توضیح داده می‌شود. الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم‌یافته (GARCH) نه‌تنها تابع مربع پسماندهای گذشته خود بلکه تابع واریانس شرطی تأخیری آنهاست؛ و از این‌رو، بهتر می‌تواند واریانس جمله خطا را توصیح دهد (Keshavarzian et al., 2010). یکی از انواع الگوهای گارچ چندمتغیره (MVGARCH) الگوی بک (BEKK) است که نخست، توسط انگل و کرونر (Engle

1. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

and Kroner, 1995) معرفی شـد و به‌صـورت هم‌زمان، ارتباطات میان نوسـان‌ها و تکانه‌های چند مجموعهٔ متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهد.

همان‌گونه که گفته شد، هدف از انجام مطالعه حاضر تحلیل آثار سرریز نوسان در بازار ارز بر قیمت محصـولات پروتئینی در مناطق شـهری و روسـتایی ایران اسـت. در این خصـوص، لازم به ذکر است که یکی از عوامل عمده ایجاد نوسان در بازار محصولات پروتئینی نوسان‌های ایجادشده در نرخ ارز اسـت که با تأثیر بر بازار نهاده‌های وارداتی، به‌صـورت مسـتقیم، بر بازار محصـولات پروتئینی تأثیر می‌گذارد (Vajdi et al., 2018). افزون بر این، به‌صـورت غیرمسـتقیم، با تغییرات نرخ ارز، هزینه فرصت سرمایه به‌کاربرده‌شده در تولید محصـولات کشـاورزی از جمله محصـولات پروتئینی نیز دچار تغییر می‌شود، چراکه هزینه فرصت سرمایه در حسابداری واحدهای کشاورزی به‌صورت مشخص از بازارهای مالی و سرمایه‌ای همچون بازار ارز تأثیر می‌پذیرد (Kay et al., 2016). از این‌رو، از آنجا که ظاهراً آثار سـرریز بازار ارز می‌تواند بر بازار محصـولات پروتئینی اثرگذار باشـد، در مطالعهٔ حاضـر، با عنایت به کاربردهای فراوان روش‌های واریانس ناهمسـانی شـرطی یا همان گارچ چندمتغیره (MVGARCH)، به بررسی آنها پرداخته شده است. بدین منظور، بر اساس طبقه‌بندی‌های مرکز آمار ایران، محصولات پروتئینی در سه گروه گوشت قرمز و سفید (گروه اول)، محصولات آبزی (گروه دوم) و شیر، پنیر و تخم مرغ (گروه سوم) تقسیم‌بندی شده‌اند. از آنجا که مدل مورد استفاده برای هر کدام از مناطق شـهری و روسـتایی جزو خانواده الگوهای واریانس شـرطی تعمیم‌یافته یا همان گارچ (GARCH) محسوب می‌شود، باید وجود اثر واریانس ناهمسانی برای متغیرهای مورد استفاده به تأیید برسـد که در مطالعهٔ حاضـر، با اسـتفاده از آزمون لیونگ – باکس[1] بدان پرداخته شـده و روش بک (BEKK) برای الگوی واریانس ناهمسـانی شـرطی خودرگرسـیون تعمیم‌یافته (گارچ) چهارمتغیره در رابطه (۵) آمده است (Khiabani and Dehghani, 2014):

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \qquad (۵)$$

که در آن، H_t ماتریس وارایانس کوواریانس شرطی 4×4 در زمان t و C ماتریس پایین مثلثی با ده پارامتر اسـت. ماتریس A توان دوم ماتریس ضـرایب و میزان وابسـتگی واریانس شـرطی به مجذور خطاهای گذشـته را محاسـبه می‌کند و ماتریس B نیز توان دوم ماتریس ضـرایب و میزان وابسـتگی سطح جاری واریانس شرطی به مقادیر گذشته واریانس ی را اندازه‌گیری می‌کند. بسط ماتریسی رابطه

1 . Ljung–Box test

(۵) در قالب رابطه (۶) بیان شده است. در ماتریس ضرایب، عناصر قطری نشان‌دهنده اثر بازارهای خودی و عناصر غیرقطری نشان‌دهنده اثر سایر بازارها و معنی‌داری ضرایب a و b معرف اثر سرریز است. برای نمونه، معنی‌داری a_{11} نشان می‌دهد که تکانه‌های واردشده بر بازار اول در دوره قبل (ماه قبل) بر نوسان‌های آن در زمان حال (ماه جاری) اثر دارد و معنی‌داری a_{21} نشان می‌دهد که تکانه‌های واردشده بر بازار دوم در دوره قبل بر نوسان‌های جاری بازار اول اثرگذار است؛ به دیگر سخن، اثر سرریز تکانه از بازار دوم به بازار اول وجود دارد و نوسان‌های زمان حال در بازار اول از تکانه گذشته بازار دوم تأثیر می‌پذیرد. به همین ترتیب، معنی‌داری b_{11} نشان می‌دهد که نوسان‌های بازار اول در گذشته بر نوسان‌های جاری آن مؤثر است و معنی‌داری b_{21} نیز نشان می‌دهد که نوسان‌های بازار دوم در گذشته بر نوسان‌های جاری بازار اول تأثیر می‌گذارد؛ به بیان دیگر، اثر سرریز نوسان‌ها از بازار دوم به بازار اول وجود دارد و نوسان‌های جاری بازار اول از نوسان‌های گذشته بازار دوم تأثیر می‌پذیرد (Tehrani et al., 2013).

(۶)

$$
\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} & h_{14,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} & h_{24,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} & h_{34,t} \\ h_{41,t} & h_{42,t} & h_{43,t} & h_{44,t} \end{bmatrix}
= \begin{bmatrix} c_{11} & & & \\ c_{21} & c_{22} & & \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & & & \\ c_{21} & c_{22} & & \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{bmatrix}
$$
$$
+ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{4,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{4,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{3,t-1}^2 & \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{4,t-1} \\ \varepsilon_{4,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{4,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{4,t-1}\varepsilon_{3,t-1} & \varepsilon_{4,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix}
$$
$$
+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} & h_{14,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} & h_{24,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} & h_{34,t-1} \\ h_{41,t-1} & h_{42,t-1} & h_{43,t-1} & h_{44,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix}
$$

در مطالعهٔ حاضر، به‌منظور دستیابی به هدف مورد نظر پیش‌گفته، از داده‌های مربوط به شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده بر مبنای سال پایه ۱۳۹۵ برای گروه‌های کالایی «گوشت قرمز و سفید»، «شیر، پنیر و تخم مرغ» و «آبزیان» برای مناطق شهری و روستایی و همچنین، شاخص متوسط نرخ ارز (دلار آمریکا در بازار غیررسمی) به‌صورت سری زمانی ماهانه از فروردین ۱۳۸۱ تا آذر

۱۴۰۰ استفاده شده که با مراجعه به مرکز آمار و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، جمع‌آوری شده است. برای تحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزارهای Rats و Eviews استفاده شده است.

نتایج و بحث

مشخصات آماری داده‌های استفاده‌شده در مطالعهٔ حاضر، شامل نرخ ارز و شاخص قیمت محصولات پروتئینی (شاخص قیمت مصرف‌کننده)، در جدول ۱ آمده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، ارقام مربوط به کشیدگی[1] بزرگ‌تر از عدد سه نشان می‌دهد که دنباله‌های توزیع از توزیع نرمال پهن‌ترند.

جدول ۱- مشخصات آماری متغیرهای پژوهش

	شاخص / آماره	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارکو- برا
	نرخ ارز (ریال)	۴۸۳۸۵	۶۹۱۰۱	۲/۱۳	۶/۵۲	۳۰۱/۷۲*
شهری	شاخص قیمت گوشت قرمز و سفید	۹۲/۸۱	۱۱۳/۳۴	۱/۹۲	۶/۱۴	۲۴۲/۹۷*
	شاخص قیمت شیر، پنیر و تخم مرغ	۸۷/۱۸	۱۰۷/۹۷	۲/۲۴	۸/۱۶	۷۶۰/۷۵*
	شاخص قیمت آبزیان	۸۹/۱۸	۱۱۹/۰۴	۲/۱۸	۷/۵۹	۳۹۴/۶۴*
روستایی	شاخص قیمت گوشت قرمز و سفید	۹۲/۳۱	۱۰۹/۰۱	۱/۹۰	۶/۱۰	۲۳۸/۴۶*
	شاخص قیمت شیر، پنیر و تخم مرغ	۸۴/۱۳	۹۵/۷۷	۲/۱۳	۷/۷۶	۴۰۲/۵۲*
	شاخص قیمت آبزیان	۸۷/۷۲	۱۱۷/۳۹	۲/۱۷	۷/۵۱	۳۸۵/۷۸*

* معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

افزون بر این، با توجه به نتایج جدول ۱، مشخص می‌شود که فرض صفر آزمون جارکو- برا[2] مبنی بر نرمال بودن داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر نیز مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. بر این اساس، در مطالعهٔ حاضر، نمی‌توان از توزیع نرمال استفاده کرد و باید از توزیعی استفاده شود که دنباله‌هایی پهن‌تر نسبت به توزیع نرمال دارند؛ و از این‌رو، به‌منظور انجام تحلیل‌های مورد نظر و بررسی معنی‌داری ضرایب، از توزیع خطای تعمیم‌یافته[3]، که دارای این خصوصیت است و همچنین،

1 . Kurtosis
2 . Jarque-bera normality test
3. Generalized Error Distribution (GED)

برای بررسی پایایی متغیرها، از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] استفاده شده که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

	متغیر	آماره ADF	متغیر	آماره ADF
	شاخص نرخ ارز	۲/۴۱^{ns}	عایدی نرخ ارز	-۶/۳۲*
شهری	شاخص قیمت گوشت قرمز و سفید	۵/۶۱^{ns}	عایدی گوشت قرمز و سفید	-۵/۶۳*
	شاخص قیمت شیر، پنیر و تخم مرغ	۷/۲۱^{ns}	عایدی شیر، پنیر و تخم مرغ	-۱۰/۷۸*
	شاخص قیمت آبزیان	۴/۱۵^{ns}	عایدی آبزیان	-۶/۸۶*
روستایی	شاخص قیمت گوشت قرمز و سفید	۵/۶۷^{ns}	عایدی گوشت قرمز و سفید	-۵/۳۵*
	شاخص قیمت شیر، پنیر و تخم مرغ	۶/۳۸^{ns}	عایدی شیر، پنیر و تخم مرغ	-۱۱/۳۳*
	شاخص قیمت آبزیان	۵/۶۲^{ns}	عایدی آبزیان	-۶/۶۷*

^{ns} و *، به‌ترتیب، عدم معنی‌داری و معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همانگونه که ملاحظه می‌شود، فرض صفر آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در مورد متغیر شاخص‌های قیمت را در هیچ‌کدام از سطوح معنی‌داری یک، پنج و ده درصد، به‌ترتیب، با ارزش‌های بحرانی ۳/۴۶- ، ۲/۸۷- و ۲/۵۷- ، نمی‌توان رد کرد و در نتیجه، متغیرهای قیمت شهری و روستایی و نیز شاخص نرخ ارز پایا نیست. از این‌رو، از آنجا که متغیرهای قیمت و نرخ ارز متغیرهایی ناپایا هستند، به پیروی از تی‌سای (Tsay, 1982)، از متغیر عایدی که به‌صورت رابطه $\log\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) * 100$ تعریف می‌شود، استفاده شده است.

نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) نشان می‌دهد که فرض صفر این آزمون در مورد متغیر عایدی در سطح بالا رد می‌شود و متغیر عایدی در تمامی موارد پایاست. نتایج آزمون لیونگ- باکس در جداول ۳ و ۴ آمده است.

1. Augmented Dickey–Fuller (ADF)

جدول ۳- نتایج آزمون لیونگ- باکس برای عایدی قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری ایران

	گوشت قرمز و سفید		شیر، پنیر و تخم مرغ		آبزیان		نرخ ارز	
وقفه	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value
۱	۳۰/۳۶	۰/۰۰۰	۲۶/۶۳	۰/۰۰۰	۱۰۵/۵۱	۰/۰۰۰	۵۱/۰۷	۰/۰۰۰
۲	۳۱/۸۰	۰/۰۰۰	۳۴/۲۹	۰/۰۰۰	۱۶۳/۹۲	۰/۰۰۰	۵۳/۱۶	۰/۰۰۰
۳	۳۱/۹۴	۰/۰۰۰	۳۶/۸۲	۰/۰۰۰	۲۰۷/۷۱	۰/۰۰۰	۵۷/۷۰	۰/۰۰۰
۴	۴۵/۱۸	۰/۰۰۰	۳۷/۰۸	۰/۰۰۰	۲۴۵/۲۰	۰/۰۰۰	۶۰/۰۳	۰/۰۰۰
۵	۵۲/۷۱	۰/۰۰۰	۳۷/۳۲	۰/۰۰۰	۲۷۰/۴۹	۰/۰۰۰	۶۰/۲۸	۰/۰۰۰
۶	۵۲/۸۱	۰/۰۰۰	۳۷/۷۷	۰/۰۰۰	۲۹۰/۷۵	۰/۰۰۰	۶۰/۴۰	۰/۰۰۰
۷	۵۲/۹۲	۰/۰۰۰	۴۰/۴۳	۰/۰۰۰	۳۰۵/۰۶	۰/۰۰۰	۶۲/۰۳	۰/۰۰۰
۸	۵۳/۱۰	۰/۰۰۰	۴۰/۵۱	۰/۰۰۰	۳۰۹/۵۹	۰/۰۰۰	۶۶/۲۱	۰/۰۰۰
۹	۵۷/۳۴	۰/۰۰۰	۴۱/۸۲	۰/۰۰۰	۳۰۹/۷۰	۰/۰۰۰	۶۶/۶۳	۰/۰۰۰
۱۰	۶۵/۷۸	۰/۰۰۰	۴۲/۲۸	۰/۰۰۰	۳۱۰/۵۶	۰/۰۰۰	۶۷/۵۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جداول یادشده، نتیجه آزمون لیونگ- باکس مبنی بر عدم خودهمبستگی میان داده‌ها در سطوح قیمتی مختلف شهری و روستایی پذیرفته نمی‌شود؛ از این‌رو، با رد شدن فرض صفر، وجود خودهمبستگی و در نتیجه، واریانس ناهمسانی در متغیرها تأیید می‌شود (Hong and Shehadeh, 1999). لازم به ذکر است که وقفه نهایی مورد نظر برای آزمون لیونگ- باکس در پژوهش حاضر به‌صورت پیش‌فرض برابر با ۳۶ در نظر گرفته شده که در اینجا، برای رعایت اختصار، نتایج این آزمون تنها تا وقفهٔ ده ذکر شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون لیونگ- باکس برای عایدی قیمت محصولات پروتئینی در مناطق روستایی ایران

	گوشت قرمز و سفید		شیر، پنیر و تخم مرغ		آبزیان		نرخ ارز	
وقفه	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value	آماره Q	P-Value
۱	۲۹/۷۲	۰/۰۰۰	۱۹/۷۰	۰/۰۰۰	۳۹/۹۹	۰/۰۰۰	۵۱/۰۷	۰/۰۰۰
۲	۳۰/۵۳	۰/۰۰۰	۳۱/۲۳	۰/۰۰۰	۶۷/۷۲	۰/۰۰۰	۵۳/۱۶	۰/۰۰۰
۳	۳۱/۱۸	۰/۰۰۰	۳۲/۶۷	۰/۰۰۰	۸۰/۳۶	۰/۰۰۰	۵۷/۷۰	۰/۰۰۰
۴	۴۷/۷۵	۰/۰۰۰	۳۲/۶۸	۰/۰۰۰	۹۴/۰۰	۰/۰۰۰	۶۰/۰۳	۰/۰۰۰
۵	۵۶/۰۹	۰/۰۰۰	۳۲/۸۳	۰/۰۰۰	۱۰۷/۴۵	۰/۰۰۰	۶۰/۲۸	۰/۰۰۰
۶	۵۶/۲۰	۰/۰۰۰	۳۳/۰۸	۰/۰۰۰	۱۲۶/۶۵	۰/۰۰۰	۶۰/۴۰	۰/۰۰۰
۷	۵۶/۴۲	۰/۰۰۰	۳۴/۲۹	۰/۰۰۰	۱۳۷/۷۵	۰/۰۰۰	۶۲/۰۳	۰/۰۰۰
۸	۵۶/۸۸	۰/۰۰۰	۳۴/۵۴	۰/۰۰۰	۱۳۹/۵۹	۰/۰۰۰	۶۶/۲۱	۰/۰۰۰
۹	۶۰/۷۷	۰/۰۰۰	۳۵/۵۸	۰/۰۰۰	۱۳۹/۷۲	۰/۰۰۰	۶۶/۶۳	۰/۰۰۰
۱۰	۷۲/۶۲	۰/۰۰۰	۳۶/۳۴	۰/۰۰۰	۱۴۲/۵۳	۰/۰۰۰	۶۷/۵۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، نتایج برآورد الگوی گارچ- بک (GARCH-BEKK) در خصوص مناطق شهری و روستایی، به‌ترتیب، در قالب جداول ۵ و ۶ گزارش شده است. در این جداول، ضرایب C(1,1) تا C(3,3) معرف عرض از مبدأ الگوی مورد نظر است و معنی‌داری یا عدم معنی‌داری آنها تعبیری مشخص در ارتباط با مسئله تحقیق ندارد. عدم معنی‌داری ضریب A(1,1) در جدول ۵ نشان می‌دهد که تکانه‌های گذشته بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری بر نوسان‌های جاری این بازار اثرگذار نیست. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد که تکانه‌های گذشته بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری از قابلیت تقویت نوسان‌های جاری این بازار برخوردار نیست و به‌صورت مقطعی اثرگذار است. همچنین، عدم معنی‌داری ضرایب A(1,2) و A(1,3) نشان می‌دهد که ایجاد تکانه در بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری، در هر ماه، روی نوسان‌های ماه بعد در بازار سایر محصولات پروتئینی تأثیر معنی‌دار نمی‌گذارد. با توجه به وجود سازمآن‌های مختلف نظارت‌کننده بر بازار محصولات پروتئینی در شهرها از جمله سازمان تعزیرات حکومتی، وزارت جهاد کشاورزی و وزارت صنعت، معدن و تجارت (صمت) در برهه‌های زمانی مختلف به‌ویژه در زمان وقوع تکانه‌های قیمتی، به‌نظر می‌رسد که بروز این نتایج دور از انتظار نباشد.

در مقایسه با گوشت قرمز و سفید، معنی‌داری ضریب A(2,2) بیان می‌کند که ایجاد تکانه در بازار شیر، پنیر و تخم مرغ در هر دوره تلاطم‌های آتی در بازار این محصول را تقویت می‌کند. همچنین، معنی‌داری ضریب A(2,3) بیان می‌کند که ایجاد تکانه در بازار این محصولات منجر به تقویت نوسان‌های بازار محصولات آبزی در دوره بعد نیز می‌شود. در عین حال، با توجه به معنی‌داری ضریب A(3,3)، این‌گونه استنباط می‌شود که بروز تکانه‌های گذشته در بازار محصولات آبزی در مناطق شهری صرفاً بر نوسان‌های جاری همین بازار تأثیر بگذارد. بر اساس نتایج جدول ۵، معنی‌داری ضریب A(4,2) نشان می‌دهد که بروز تکلنه در بازار ارز در هر دوره، علاوه بر اثرگذرای مثبت بر تلاطم‌های بعدی این بازار، صرفاً منجر به تقویت نوسان‌های جاری در بازار شیر، پنیر و تخم مرغ در مناطق شهری می‌شود و روی نوسان‌های جاری بازارهای گوشت قرمز و سفید و آبزیان در این مناطق تأثیر نمی‌گذارد. عدم معنی‌داری ضرایب B(1,1) تا B(1,3) نشان می‌دهد که تلاطم‌های گذشته بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری بر نوسان‌های جاری این بازار و بازار سایر محصولات پروتئینی اثرگذار نیست. بر اساس جدول ۵، چنین استنباط می‌شود که به‌صورت مشابه، ایجاد نوسان در بازار شیر، پنیر و تخم مرغ و بازار محصولات آبزی در مناطق شهری در هر دوره به سایر بازارهای محصولات پروتئینی سرریز نمی‌شود. در عین حال، معنی‌داری ضرایب B(4,1) تا B(4,3) نشان

می‌دهد که ایجاد نوسان در بازار ارز در هر دوره به‌گونه‌ای معنی‌دار در دوره بعد به بازار محصولات پروتئینی سرریز می‌شود. در این بین، مقایسه ضرایب جدول ۵ نشان‌می‌دهد که انتقال نوسان بازار ارز به بازار محصولات پروتیینی در مناطق شهری در بازار گوشت قرمز و سفید و بازار محصولات آبزی مؤثرتر از بازار شیر، پنیر و تخم مرغ است. از این‌رو، مطالعهٔ حاضر نتایج بررسی وجدی و همکاران (Vajdi et al., 2018) را تأیید می‌کند. بنابراین، به‌نظر می‌رسد که در مناطق شهری، حمایت از تأمین پایدار مواد پروتیینی با منشأ گوشت دام و طیور، با توجه به تأثیرپذیری بیشتر از نوسان‌های نرخ ارز، نسبت به سایر محصولات پروتیینی ضروری‌تر است.

در نهایت، نکته قابل توجه دیگر در خصوص نتایج جدول ۵ آن است که نوسان‌های بازار ارز نیز تا حدودی از تکانه‌ها و نوسان‌های بازار محصولات پروتئینی در مناطق شهری تأثیر می‌پذیرد. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد که نوسان نرخ ارز، علاوه بر سایر عوامل اثرگذار بر آن، تا اندازه‌ای از تورم داخلی در کشور به‌ویژه تورم و نوسان قیمت مواد خوراکی در مناطق شهری نیز تأثیر می‌پذیرد.

در ارتباط با مناطق روستایی، معنی‌داری ضریب A(1,1) در جدول ۶ نشان می‌دهد که تکانه‌های گذشته بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق روستایی بر نوسان‌های جاری این بازار اثرگذار است. از این‌رو، تکانه‌های گذشته بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق روستایی نوسان‌های جاری این بازار را تقویت می‌کند. افزون بر این، معنی‌داری ضریب A(1,2) نشان می‌دهد که تکانه‌های بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق روستایی در هر دوره منجر به ایجاد نوسان در بازار شیر، پنیر و تخم مرغ در دوره بعد می‌شود. بر اساس نتایج جدول ۶، معنی‌داری ضرایب A(2,1) تا A(2,3) به مفهوم آن است که تکانه‌های قیمتی در بازار شیر، پنیر و تخم مرغ در هر دوره، علاوه بر اثرگذاری بر نوسان‌های قیمتی آتی در همین بازار، منجر به ایجاد نوسان در بازار گوشت قرمز و سفید و آبزیان نیز می‌شود. با این همه، تکانه‌های بازار آبزیان در مناطق روستایی صرفاً منجر به ایجاد نوسان در این بازار و بازار شیر، پنیر و تخم مرغ می‌شود و بر بازار گوشت قرمز و سفید تأثیر نمی‌گذارد. عدم معنی‌داری ضریب A(4,1) در جدول ۶ نیز نشان می‌دهد که ایجاد تکلنه در بازار ارز، علی‌رغم اثرگذاری بر نوسان‌های بازار شیر، پنیر و تخم مرغ و آبزیان، تأثیری معنی‌دار بر نوسان‌های قیمتی بازار گوشت قرمز و سفید ندارد. افزون بر این، عدم معنی‌داری ضریب B(4,1) بدین مفهوم است که در بین بازارهای سه‌گانه پروتئینی، بازار گوشت قرمز و سفید از نوسان‌های بازار ارز نیز تأثیر نمی‌پذیرد. به دیگر سخن، نوسان‌های قیمتی در بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق روستایی ارتباطی معنی‌دار با تکانه‌ها و نوسان‌های ارزی در کشور از خود نشان نمی‌دهد. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد که در مناطق

روستایی، برخلاف مناطق شهری، وفور نسبی عرضه گوشت قرمز و سفید، با توجه به ایجاد سهولت در دسترسی بدین محصولات، تا حدود زیادی مانع از اثرپذیری جدی بازار گوشت قرمز و سفید از بازار ارز می‌شود. در توضیح این مطلب، باید اضافه کرد که به‌صورت طبیعی، در زمینه ایجاد نوسان‌های قیمتی محصولات کشاورزی، عوامل مختلف نقش‌آفرینی می‌کنند که از مهم‌ترین آنها، می‌توان به نوسان‌های تولید و بازاررسانی این محصولات اشاره کرد. از این‌رو، بر اساس نتایج مطالعهٔ حاضر، به‌نظر می‌رسد که سهولت تولید و توزیع گوشت قرمز و سفید در مناطق روستایی، برخلاف مناطق شهری، تا حد زیادی از نوسان‌های قیمتی این محصولات جلوگیری می‌کند. بنابراین، دور از انتظار نیست که تأمین و توزیع متناوب گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری نیز دارای این قابلیت باشد که از آثار نوسان‌های قیمت این محصولات در شهرها به‌ویژه در هنگامه نوسان‌های ارزی بکاهد؛ به دیگر سخن، علت این موضوع را می‌توان در امکان بازاررسانی مناسب‌تر گوشت قرمز و سفید در مناطق روستایی در مقایسه با سایر محصولات پروتئینی و نیز در مقایسه با مناطق شهری جست‌وجو کرد.

بر اساس نتایج جدول ۶، مشاهده می‌شود که در مناطق روستایی، برخلاف مناطق شهری، سرریز نوسان در میان بازارهای سه‌گانه محصولات پروتئینی عمدتاً با جهت معکوس اتفاق می‌افتد. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد که از جمله دلایل این موضوع، باید به وجود نظارت‌های دوره‌ای سازمان‌های ذی‌ربط در حوزه تنظیم بازار مستقر در مناطق شهری، در مقایسه با مناطق روستایی، اشاره کرد که تا حدودی از ایجاد و انتقال نوسان بین بازارها جلوگیری می‌کند. از سوی دیگر، حجم بالای عرضه محصولات پروتئینی و سطح پایین‌تر درآمد مصرف‌کنندگان در مناطق روستایی در مقایسه با مناطق شهری امکان انتقال مثبت و مستقیم نوسان‌های قیمتی در بازارهای این محصولات را تا حد زیادی محدود کرده است. نتایج جدول ۶، همچنین، نشان می‌دهد که نوسان‌های بازار ارز تا حدودی از تکانه‌ها و نوسان‌های بازار محصولات پروتئینی در مناطق روستایی نیز تأثیر می‌پذیرد. از این‌رو، با تأکید مجدد، می‌توان پذیرفت که نوسان نرخ ارز تا اندازه‌ای از تورم داخلی در کشور به‌ویژه تورم و نوسان قیمت محصولات خوراکی تأثیر می‌پذیرد. در نهایت، مقادیر برآوردشده بیشتر از عدد یک برای پارامتر Shape در جداول ۵ و ۶ نیز مؤید نیکویی برازش‌های انجام‌گرفته در توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) است.

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی گارچ- یک (GARCH-BEKK) برای مناطق شهری ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C(1,1)	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۱/۱۶
C(2,1)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۶۸
C(2,2)	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۲
C(3,1)	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۶۹
C(3,2)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۹	۱/۶۱
C(3,3)	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۶	۷/۶۱*
C(4,1)	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴	-۰/۴۹
C(4,2)	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳
C(4,3)	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	۰/۱۷
C(4,4)	۷/۱ e -۱۰	۰/۰۰۰۴	-۱/۴ e -۰۵
A(1,1)	-۰/۰۰۹	۰/۱۱	-۰/۰۸
A(1,2)	-۰/۰۲	۰/۰۴	-۰/۵۹
A(1,3)	۰/۰۳	۰/۰۷	۰/۵۰
A(1,4)	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۷۰
A(2,1)	-۰/۱۴	۰/۱۲	-۱/۱۶
A(2,2)	۰/۲۱	۰/۰۷	۲/۹۴*
A(2,3)	۰/۲۰	۰/۱۰	۲/۰۵**
A(2,4)	-۰/۰۳	۰/۰۷	-۰/۳۸
A(3,1)	-۰/۰۷	۰/۰۶	-۱/۱۱
A(3,2)	-۰/۰۰۷	۰/۰۴	-۰/۱۸
A(3,3)	۰/۱۱	۰/۰۵	۲/۳۳**
A(3,4)	-۰/۱۰	۰/۰۴	-۲/۵۱**
A(4,1)	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۹۳
A(4,2)	۰/۰۶	۰/۰۲	۲/۰۲**
A(4,3)	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۳۲
A(4,4)	۰/۶۱	۰/۰۷	۸/۴۹*
B(1,1)	۰/۳۷	۰/۳۴	۱/۰۹
B(1,2)	-۰/۲۰	۰/۱۴	-۱/۴۱
B(1,3)	-۰/۰۹	۰/۱۰	-۰/۹۰
B(1,4)	-۰/۴۱	۰/۰۹	-۴/۳۹*
B(2,1)	-۰/۷۲	۰/۷۲	-۱/۰۰۱
B(2,2)	۰/۴۷	۰/۳۳	۱/۴۱

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
B(2,3)	۰/۱۴	۰/۲۳	۰/۶۲
B(2,4)	−۰/۵۰	۰/۱۵	−۳/۲۳*
B(3,1)	۰/۲۴	۰/۵۱	۰/۴۶
B(3,2)	−۰/۲۰	۰/۲۰	−۰/۹۹
B(3,3)	۰/۱۶	۰/۲۶	۰/۶۵
B(3,4)	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۵۵
B(4,1)	۰/۷۵	۰/۰۸	۸/۴۲*
B(4,2)	۰/۳۹	۰/۰۵	۷/۶۶*
B(4,3)	۰/۱۱	۰/۰۶	۱/۹۲**
B(4,4)	−۰/۰۵	۰/۰۷	−۰/۶۶
Shape (GED)	۲/۰۱	۰/۱۸	۱۰/۹۰*

*، ** و ***، به‌ترتیب، معنی‌دار در سطح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی گارچ- یک (GARCH-BEKK) برای مناطق روستایی ایران

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C(1,1)	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۲/۱۵**
C(2,1)	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۷	−۳/۰۱*
C(2,2)	−۶/۱ e −۰۹	۰/۰۰۲	−۲/۸ e −۰۶
C(3,1)	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۹	۰/۰۱
C(3,2)	۱/۱ e −۰۸	۰/۰۰۲	۷/۶ e −۰۸
C(3,3)	۶/۲ e −۰۸	۰/۰۰۲	۲/۳ e −۰۶
C(4,1)	−۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	−۰/۲۴
C(4,2)	۱/۱ e −۰۸	۰/۰۰۰۱	۱/۷ e −۰۶
C(4,3)	۱/۲ e −۰۸	۰/۰۰۰۱	۲/۲ e −۰۶
C(4,4)	−۱/۱ e −۰۸	۰/۰۰۰۱	−۸/۰۵ e −۰۷
A(1,1)	۰/۳۳	۰/۰۸	۳/۹۲*
A(1,2)	۰/۱۰	۰/۰۳	۲/۸۱*
A(1,3)	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۶۶
A(1,4)	۰/۰۰۵	۰/۰۲	۰/۲۰
A(2,1)	۰/۱۳	۰/۰۵	۲/۵۲**
A(2,2)	۰/۲۰	۰/۰۴	۴/۶۹*
A(2,3)	۰/۰۵	۰/۰۳	۱/۶۹***

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
A(2,4)	-۰/۰۹	۰/۰۲	-۳/۷۳*
A(3,1)	۰/۰۵	۰/۰۳	۱/۴۷
A(3,2)	۰/۰۸	۰/۰۲	۳/۳۵*
A(3,3)	۰/۰۹	۰/۰۳	۲/۴۹**
A(3,4)	-۰/۰۸	۰/۰۲	-۳/۵۹*
A(4,1)	۰/۰۴	۰/۰۲	۱/۵۹
A(4,2)	۰/۰۶	۰/۰۲	۲/۸۴*
A(4,3)	۰/۰۷	۰/۰۲	۲/۸۲*
A(4,4)	۰/۴۴	۰/۰۵	۷/۷۱*
B(1,1)	-۰/۲۳	۰/۲۲	-۱/۰۷
B(1,2)	۰/۱۵	۰/۱۲	۱/۲۶
B(1,3)	-۰/۱۶	۰/۱۰	-۱/۶۸***
B(1,4)	۰/۰۵	۰/۰۴	۱/۱۳
B(2,1)	۰/۲۱	۰/۲۹	۰/۷۱
B(2,2)	۰/۲۳	۰/۱۳	۱/۷۳***
B(2,3)	۱/۰۱	۰/۰۸	۱۱/۹۴*
B(2,4)	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۵۵
B(3,1)	-۰/۸۰	۰/۱۷	-۴/۴۹*
B(3,2)	-۰/۶۹	۰/۱۴	-۴/۷۵*
B(3,3)	-۰/۲۱	۰/۱۷	-۱/۲۶
B(3,4)	۰/۰۸	۰/۰۴	۱/۹۴***
B(4,1)	۰/۰۶	۰/۰۵	۱/۲۴
B(4,2)	۰/۰۹	۰/۰۳	۲/۶۰*
B(4,3)	-۰/۰۹	۰/۰۴	-۲/۱۳**
B(4,4)	۰/۷۱	۰/۰۳	۲۰/۶۳*
Shape (GED)	۲/۴۶	۰/۲۲	۱۱/۰۵*

*، ** و ***، به‌ترتیب، معنی‌دار در سطح یک، پنج و ده درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعهٔ حاضر، به تحلیل و مقایسه آثار سرریز نوسان‌های نرخ ارز بر قیمت محصولات پروتئینی در مناطق شهری و روستایی ایران پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که ایجاد تکانه در

بازار ارز در هر دوره منجر به تقویت نوسان‌های جاری در بازار شیر، پنیر و تخم مرغ در مناطق شهری می‌شـــود و روی نوســـان‌های جاری بازارهای گوشـــت قرمز و ســـفید و آبزیان در این مناطق تأثیر نمی‌گذارد. در عین حال، وقوع نوسـان در بازار ارز به‌صـورت معنی‌دار به تمامی بازارهای محصـولات پروتئینی در مناطق شـهری سـرریز می‌شـود. در این ارتباط، نتایج مطالعهٔ حاضـر نشـان‌می‌دهد که اثرگذاری انتقال نوسان بازار ارز به بازار محصولات پروتئینی در مناطق شهری در بازار گوشت قرمز و سفید و بازار محصولات آبزی بیش از بازار شیر، پنیر و تخم مرغ است. بنابراین، چنین استنباط می‌شود که حمایت از تأمین مواد پروتئینی با منشأ گوشت دام و طیور در مناطق شـهری، با توجه به اثرپذیری بالاتر این محصولات از نوسان‌های نرخ ارز نسبت به سایر محصولات پروتئینی، دارای اهمیت بیشتر اسـت. نتایج پژوهش، همچنین، نشـان می‌دهد که در مناطق روسـتایی، همانند مناطق شـهری، ایجاد تکانه‌های ارزی به بازار گوشت قرمز و سفید منتقل نمی‌شود. بنابراین، نکته مهمی که باید بدان اشاره کرد، این اسـت که آنچه بیش از وقوع تکانه‌های مقطعی بازار ارز بر نوسـان‌های بازار گوشـت قرمز و سـفید در مناطق شـهری و روسـتایی اثرگذار اسـت، وجود نوسـان‌های قیمتی مداوم و ادامه‌دار نرخ ارز است که باعث ایجاد روندهای قیمتی در بازار گوشت قرمز و سفید می‌شود. بنابراین، به‌نظر نمی‌رسد که صـرف وقوع تکانه‌های مقطعی نرخ ارز منجر به نوسـان‌های قیمتی قابل توجه و معنی‌دار در بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق شهری و روستایی ایران می‌شود. در عین حال، ایجاد تکانه‌های ارزی، علاوه بر بازار شیر، پنیر و تخم مرغ، روی بازار آبزیان در مناطق روستایی نیز تأثیر می‌گذارد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، برخلاف مناطق شهری، نوسان‌های ایجادشده در بازار ارز نیز به بازار گوشت قرمز و سفید در مناطق روستایی منتقل نمی‌شود. افزون بر این، در مناطق روستایی، سرریز نوسان در میان بازارهای ســـه‌گانه محصـــولات پروتئینی عمدتاً در جهت غیرمســـتقیم اتفاق می‌افتد. بنابراین، چنین اسـتنباط می شـود که اگر هر عاملی از جمله نوسـان نرخ ارز باعث نوسـان قیمت در یکی از بازارهای محصولات پروتئینی شود، این نوسان در مناطق شهری بین بازارها انباشته نمی‌شود. در عین حال، در مناطق روسـتایی، از شـدت نوسـان بین بازارها تا حدود زیادی کاسـته می‌شـود. در توجیه این تفاوت‌ها، می‌توان گفت که عمدتاً سیاست‌های مدیریت بازار محصولات پروتئینی در شهرها، با توجه به کنترل قیمت و نظارت بر بازار، با صـــرف هزینه و انرژی زیاد اتفاق می‌افتد، در حالی که در روســـتاها، وفور نسـبی عرضـه محصـولات از یک سـو و درآمد محدودتر سـاکنان روسـتایی از سـوی دیگر تا حدودی بازدارنده نوسان‌های قیمتی است. بنابراین، تغییر جهت سیاست‌گذاری‌های موجود در حوزه تنظیم بازار محصولات غذایی و کشاورزی از جمله محصولات پروتئینی در کشور ضروری می‌نماید. این موضوع

از این‌رو دارای بیشترین اهمیت است که همه‌ساله و به‌ویژه در هنگامه ایجاد نوسان‌های ارزی، حجم عظیمی از سـرمایه‌های دولتی و منابع عمومی دولت صـرف نظارت بر بازار محصـولات غذایی و یا پرداخت یارانه‌های مصرفی می‌شود، در حالی که با تمرکز بیشتر سیاست‌گذاری‌ها در حوزه حمایت از افزایش عرضه این محصولات و فاصله گرفتن از سیاست‌های کنترل قیمت با صرف هزینه‌های قابل توجه در حوزه نظارت بر بازار، رفاه نسـبی آحاد مختلف جامعه بیش از پیش افزایش می‌یابد. از این‌رو، پیشنهاد اصولی مورد تأکید در مطالعهٔ حاضر عبارت است از تعدیل نسبی سیاست‌گذاری‌ها از سمت سیاست‌های حمایت از مصرف‌کنندگان به سوی سیاست‌های حمایت از تولیدکنندگان با هدف افزایش عرضه و تعدیل قیمت محصولات پروتئینی. در این راستا، تقویت و گسترش حلقه‌های زنجیره ارزش محصولات کشاورزی از ابتدای تولید تا مصرف این محصولات و جایگزینی آن با سیاست قیمت‌گذاری دسـتوری از جمله راهکارهای بسـیار مؤثر به‌شـمار می‌رود. بر این اسـاس، بازتخصـیص حمایت‌های بودجه‌ای در راستای گسترش سردخانه‌ها و انبارهای ذخیره گوشت دام و طیور در مناطق شهری نقش به‌سـزایی در مدیریت بازار این محصـولات در مناطق شـهری ایفا می‌کند. همچنین، بسـترسـازی و حمایت از گسترش بازارهای محلی عرضه محصولات کشاورزی به‌ویژه محصولات شیر، پنیر، تخم مرغ و آبزیان در مناطق روستایی، از رهگذر تقویت عرضه این محصولات، به مدیریت هرچه بهتر بازار محصولات پروتئینی کمک خواهد کرد.

منابع

- Alori, A. D., & Kutu, A. A. (2019). Export function of cocoa production, exchange rate volatility and prices in Nigeria. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, *11*(2), 1-14. DOI: 10.22610/jebs.v11i2(J).2813.
- Bergmann, D., O'Connor, D., & Thümmel, A. (2016). An analysis of price and volatility transmission in butter, palm oil and crude oil markets. *Agricultural and Food Economics*, *4*(23), 1-23.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, *31*(3), 307-327. DOI: 10.1016/0304-4076(86)90063-1.
- Chang, N., & Lee, C. (2001). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *41*(4), 477-490. DOI: 10.1016/S1062-9769(01)00085-0.

- Dourandish, A., Shariat, E., & Arzandeh, N. (2014). The study of volatility spillover effects of the exchange rate on agricultural industry index listed on the stock exchange. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *28*(2), 177-184. DOI: 10.22067/jead2.v1391i7.35908. [In Persian]
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, *50*(4), 987-1007. DOI: 10.2307/1912773.
- Engle R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, *11*(1), 122-150.
- Hong, Y., & Shehadeh, R. D. (1999). A new test for ARCH effects and its finite-sample performance. *Journal of Business & Economic Statistics, 17*(1), 91-108. DOI: 10.2307/1392241.
- Jiranyakul, K. (2013). Exchange rate uncertainty and import demand of Thailand. *Asian Economic and Financial Review*, *3*(10), 1269-1280. DOI: 10.2139/ssrn.2224398.
- Katusiime, L. (2021). International monetary spillovers and macroeconomic stability in developing countries. *National Accounting Review, 3*(3), 310-329. DOI: 10.3934/NAR.2020005.
- Kay, R. D., Edwards, W. M., & Duffy, P. (2016). Farm management. Eighth Edition, International Edition. [Singapore] McGraw-Hill Education.
- Keshavarzian, M., Panahinejad, H., & Zamani, M. (2010). The spillover effect of the US dollar rate on the price of crude oil. *Quarterly Journal of Energy Economics Studies*, *27*, 131-154. [In Persian]
- Khiabani, N., & Dehghani, M. (2014). The role of oil market in explaining the volatility of gold and foreign exchange (dollars/euro) markets. *Iranian Journal of Economic Research*, *19*(58), 207-238. [In Persian]
- Mehrabi Boshrabadi, H., & Owhadi, H. (2014). Investigation of effective factors on food security in Iran, *Agricultural Economics*, *8*, 111-121. DOI: 10.22059/ijaedr.2015.55514. [In Persian]

- Moradi, M., Farhadi Sharifabad, M., & Eskandari, A. (2013). The effect of exchange rate changes on the performance of the publishing industry in the Tehran Stock Exchange: observations based on the GARCH model. *Journal of Publishing*, *3*(7), 1-14. DOI: 10.22108/ies.2022.132763.1129. [In Persian]
- Nasabian, Sh. (2011). Investigating food security in Iran and factors affecting it. Master Thesis. Islamic Azad University, Central Tehran Branch.
- Philips, C. A. (2011). Issue report "What's driving food prices in 2011". Farm Foundation of US. Available at www.farmfoundation.org.
- Reboredo, J. C., & Ugando, M. (2014). US dollar exchange rate and food price dependence: implications for portfolio risk management. *North American Journal of Economics and Finance, 30,* 72-89. DOI: 10.1016/J.NAJEF.2014.08.005.
- Shabanzadeh Khoshrody, M., Gilanpour, O., Javdan, E., & Rafati, M. (2022). The effect of preferred currency subsidies policy on food consumption in urban areas of Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 22*(3), 129-155. DOR: 20.1001.1.17356768.1401.22.3.1.0. [In Persian]
- Shamsoddini, S. H., Ghobadi, S., & Daei-Karimzadeh, S. (2021). Impact of monetary policy and exchange rate shocks on price of agricultural products in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *35*(1), 93-104. DOI: 10.22067/jead.2021.67922.1007. [In Persian]
- Tehrani, R., Darikandeh, A., Navabi Zand, K., Arian, A., & Hosseini, S. H. (2013). Investigating the relationship between exchange rate fluctuations and stock returns of exporting companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, *6*(17), 87-101. DOI: 10.22096/esp.2022.138395.1431. [In Persian]
- Tsay, R. (2010). Analysis of financial time series. The Third Edition, John Wiley and Sons, Inc. Hoboken. New Jersey.
- Urak, F., & Bilgic, A. (2023). Food insecurity and sovereignty threat to uncontrolled price spillover effects in financialized agricultural products: the

red meat case in Turkey. *Borsa _Istanbul Review*, *23*(3), 580-599. DOI: 10.1016/j.bir.2022.12.006.

- Vajdi, F., Ghahremanzadeh, M., & Hosseinzad, J. (2018). Risk spillover effect of exchange rate on chicken market and its major inputs in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, *32*(3), 213-225. DOI: 10.22067/jead2.v32i3.70821. [In Persian]
- Yıldırım, D., Erdoğan, F., & Tarı, E. N. (2022). Time-varying volatility spillovers between real exchange rate and real commodity prices for emerging market economies. *Resources Policy*, *76*, 102568. DOI: 10.1016/j.resourpol.2022.102586.