

Investigating The Co-Movement of Market of Types of Meat And The Factors Affecting It In Iran

EMRAN TAHERI REYKANDEH¹, HAMED RAFIEE*², SEYED SAFDAR HOSSEINI³,
AMIRHOSSEIN CHIZARI⁴

1, PhD Student of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics,
Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran

2, Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture,
University of Tehran, Karaj, Iran

3, Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University
of Tehran, Karaj, Iran

4, Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture,
University of Tehran, Karaj, Iran

(Received: Nov. 29, 2021- Accepted: Feb. 22, 2022)

ABSTRACT

The hypothesis of excess co-movement in commodity markets indicates simultaneous price movements, which led to different consequences on the supply and demand side. These consequences include diverting resources from productive activities on the supply side and creating widespread inflationary pressures on the demand side. In the present study, the co-movement of the different types of animal meat was assessed over time. In addition, the other purpose of this study is to determine the impact of the factors affecting co-movement. For this purpose, first, by using the ARMA-DCC-GARCH approach, Co-movement among the meat types market in Iran was estimated. Then, using Quantile regression analysis, the effect of the most critical factors affecting conditional co-movement was estimated. The results showed that the co-movement among the meat types market has experienced significant changes over time and has been decreasing in some periods and increasing in others. The Maximum and minimum value of the dynamic conditional correlations were -0.58 and -0.08 between fish and poultry meat markets, 0.44 and 0.02 between fish and red meat markets, and 0.46 and -0.04 between chicken and red meat markets, respectively. In addition, the most critical determinants of Co-movement between meat types market include exchange rates, exchange rate volatility, production costs, liquidity, energy market fluctuations, and volatile monetary policymaking. Therefore, it is recommended that policymakers, given the role of these factors in their decisions, prevent the occurrence of periods with high co-movement.

Keywords: Co-movement, Dynamic Conditional Correlation, Multivariate GARCH, Quantile Regression

Objectives

Simultaneous movements in commodity prices in the first decade of the 21st century have led to the spread of the concept of excess co-movement in scientific and political circles. The hypothesis of excess co-movement in commodity markets indicates simultaneous price movements beyond what fundamentals can explain. This phenomenon led to different consequences on the supply and demand side. These consequences include diverting resources from productive activities on the supply side and creating widespread inflationary pressures on the demand side. Given the importance of meat types in the food basket of households, the present study intends to examine the co-movement between the meat types market over time. In addition, creating Co-movement in commodity markets, which is often unpredictable, has increased the incentives to understand its driving forces. Hence, the other purpose of this study is to determine the impact of the factors affecting co-movement. This study considered co-movement in the three types of meat such as fish, poultry, and red meat, which has a remarkable share in providing the protein needed by society.

Because the Meat production industry in Iran often imports much-needed inputs such as corn, soybean meal, and barley. It is more strongly influenced by global market changes, international sanctions, rising exchange rates, and government monetary and fiscal policies.

Methods

To investigate Co-movement among the meat types market in Iran and examine the effects on co-movement of a set of possible determinants, a monthly dataset is ranging from Farvardin 1383 until Esfand 1399. In order to achieve the objectives of the research, the monthly nominal price returns of the three types of meat, such as fish, poultry, and red meat, were calculated. In the first step, by using Autoregressive Moving Average - Dynamic Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model (ARMA-DCC-GARCH), a time-varying conditional correlation as an indicator for the Co-movement between the price returns was estimated. In this approach, the conditional mean equation is specified in the form of an Autoregressive Moving Average process. The conditional variance equation is obtained through Dynamic Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model. Then, the average of the conditional correlations between the pairs of markets was calculated, which is the dependent variable in the next step. The second step examines the effect of the most critical factors affecting conditional co-movement, including exchange rate, production costs, monetary policy, economic uncertainty, and energy market volatility. In this step, this research uses Quantile regression analysis to investigate whether time-varying conditional correlations are statistically associated with macroeconomic factors. The results of the Quantile regression model are presented in 0.25, 0.5, and 0.75 Quantile, which represents the first quarter, the second quarter (median), and the third quarter, respectively.

Results

The present empirical study results reveal exciting patterns about the relationships among agriculture markets. In particular, it showed that the co-movement among the meat types market has experienced significant changes over time and has been decreasing in some periods and increasing in others. Thus, from the beginning of the study period until the implementation of the targeted subsidy plan, due to high government oil revenues and intervention in the foreign exchange market, it has had a declining trend. However, since then, this trend has gradually changed, and it has increased with the currency jump in 1390 and 1391. Since 1392, with the change of government policies on interest rates, optimism resulting from the nuclear negotiations, and lower inflation expectations, the movement of price returns in the meat market has again seen a downward trend. Since 1397, with the withdrawal of the United States from the Joint Comprehensive Plan of Action and the cancellation of all commitments, Co-movement among the meat types market increased. Also, the study results of the factors affecting co-movement show that an increase in exchange rates, exchange rate volatility, production costs, liquidity, energy market fluctuations, and volatile monetary policymaking increase Co-movement among the meat types market in Iran.

Discussion

According to the results, Producers and consumers in the meat market face different levels of risk over different periods. In the production sector, the development and implementation of market risk reduction policies are recommended compared to the pricing policy of essential goods, which in many cases is lower than the cost of products. In the consumer sector, implementing dynamic subsidy policies can impose lower costs on the government and protect consumers. So that in periods with high co-movement, subsidies increase, and in periods with low co-movement, subsidies decrease. Also, considering the effect of the factors affecting co-movement, it is recommended that policymakers, given the role of these factors in their decisions, prevent the occurrence of periods with high co-movement.

بررسی هم حرکتی بازار انواع گوشت و عوامل اثرگذار بر آن در ایران

عمران طاهری ریکنده^۱، حامد رفیعی^{۲*}، سید صفدر حسینی^۳، امیرحسین چیدری^۴

۱، دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

۲، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

۳، استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

۴، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۹/۸ - تاریخ تصویب: ۱۴۰۰/۱۲/۳)

چکیده

فرضیه هم حرکتی بیش از حد در بازارهای کالایی، بیانگر حرکات هم‌زمان قیمت‌ها است که منجر به ایجاد پیامدهای مختلفی در سمت عرضه و تقاضا می‌شود. این پیامدها شامل انحراف منابع از فعالیت‌های بهره‌ور در سمت عرضه و ایجاد فشارهای تورمی گسترده در سمت تقاضا است. در پژوهش حاضر با توجه به اهمیت گوشت‌ها در سبد غذایی خانوارها، هم حرکتی میان بازار انواع گوشت‌ها بررسی شد و میزان تأثیر مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر هم حرکتی مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور، ابتدا با استفاده از رویکرد $ARMA - DCC - MGARCH$ ، هم حرکتی متغیر در زمان میان بازار انواع گوشت‌ها برآورد شد. سپس، با به‌کارگیری رویکرد رگرسیون چندکی میزان تأثیر مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر هم حرکتی میان بازارها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که هم حرکتی میان بازارها در طول زمان تغییرات قابل توجهی را تجربه کرده و در برخی از دوره‌ها نزولی و در برخی دیگر صعودی بوده است. بیشینه و کمینه همبستگی شرطی پویا میان بازارهای گوشت ماهی و مرغ به ترتیب $0/58$ و $-0/08$ ، میان بازارهای گوشت ماهی و قورمز به ترتیب $0/44$ و $0/02$ و میان بازارهای گوشت مرغ و قورمز به ترتیب $0/46$ و $-0/04$ است. علاوه بر این، مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های هم حرکتی میان بازار انواع گوشت‌ها شامل نرخ ارز، هزینه تولید، سیاست پولی، نا اطمینانی اقتصادی و نوسان بازار انرژی می‌باشند. بنابراین توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران با لحاظ نقش این عوامل در ایجاد هم حرکتی میان بازارها در تصمیمات خود، از بروز دوره‌هایی با هم حرکتی شدید پیشگیری نمایند.

واژه‌های کلیدی: هم حرکتی، همبستگی شرطی پویا، Multivariate GARCH، رگرسیون

چندکی

مقدمه

قیمت‌ها در محافل علمی و سیاسی همه‌گیر شود که پیش‌تر توسط Pindyck & Rotemberg در دهه ۹۰ وارد ادبیات اقتصادی شده بود. این مفهوم بیان می‌کند که قیمت کالاهای مختلف ممکن است فراتر از مبانی نظری باهم تغییر کنند؛ حتی در میان کالاهایی که کشش

رؤیت حرکات هم‌زمان قیمت کالاها در دهه اول قرن ۲۱، موجب شد تا مفهوم هم حرکتی بیش از حد^۱

1. Excess Comovement

مصرف‌کنندگان، افزایش فقر و عدم دستیابی به امنیت غذایی می‌شود (Ogunmola et al., 2017). این امر در اقتصاد ایران که سطح عمومی قیمت‌ها، تلاطم‌های گسترده‌ای را تجربه می‌کند و در طول سالیان متمادی همواره با نرخی دورقمی در حال افزایش است، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این‌رو، در پژوهش پیشرو، مسئله هم حرکتی بازارهای کالایی در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا، بازار انواع گوشت مدنظر بوده که در تأمین پروتئین موردنیاز جامعه، سهم چشمگیری دارند. اما با توجه به اینکه اغلب نهاده‌های موردنیاز خود از قبیل ذرت دانه‌ای، کنجاله سویا و جو را از طریق واردات تهیه می‌کنند، وقایع متنوعی مثل تحولات و هم حرکتی بازارهای جهانی، تحریم‌های بین‌المللی، افزایش نرخ ارز و سیاست‌های پولی و مالی دولت با شدت بیشتری آن‌ها را متأثر می‌سازند (Pishbahar et al., 2019; Pishbahar et al., 2017). بر اساس گزارش وزارت جهاد کشاورزی، ضرایب خودکفایی^۵ ذرت دانه‌ای، کنجاله سویا و جو در دهه گذشته به ترتیب معادل ۶/۵، ۱۵/۲ و ۱۲/۷ درصد بوده است که بیانگر این مهم است (Alaei Borujeni et al., 2020).

افزایش انگیزه‌ها جهت درک چگونگی حرکات توأمان بازارها و شناخت نیروهای محرک آن، سبب شد تا محققان در مطالعات مختلف به این موضوع بپردازند. Azam et al (2020) در مطالعه‌ای هم حرکتی میان قیمت روغن‌های گیاهی (پالم، سویا، کلزا و آفتابگردان) را در بازار جهانی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. محققان در پژوهش خود از اطلاعات ماهانه بازه زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۸ استفاده کرده و با تحلیل موجک^۶ دریافتند که هم حرکتی میان روغن پالم و سایر روغن‌ها به ویژه بعد از سال ۲۰۱۵ کمتر از هم حرکتی سایر روغن‌ها با یکدیگر بوده است و هم حرکتی میان روغن سویا و کلزا روندی افزایش دارد. روغن سویا رهبر بازار روغن‌های گیاهی در جهان بوده و پس از آن روغن پالم در جایگاه دوم است. Fernández-Avilés et al. (2020)

مقاطع عرضه و تقاضای آن‌ها نزدیک به صفر است (Fernandez, 2015). ایجاد هم حرکتی در بازارهای کالایی که در بیشتر مواقع غیرقابل پیش‌بینی بوده، انگیزه‌ها را جهت درک نیروهای محرک آن افزایش داده است. از این‌رو، سه فرضیه اصلی در توضیح چرایی وقوع این پدیده مطرح است. فرضیه اول بر رشد فزاینده اقتصادهای نوظهور تحت رهبری چین و هند و نقش آن‌ها در تحریک تقاضا برای کالاها تأکید دارد. فرضیه دوم بر نقش سوداگری^۱ در بازارهای مالی متمرکز است که از آن تحت عنوان مالی شدن^۲ بازارهای کالایی یاد می‌شود. فرضیه سوم نیز رشد پول را عامل اصلی ایجاد هم حرکتی در قیمت کالاها قلمداد می‌کند (Ncube et al., 2014).

نگرانی اصلی از هم حرکتی بازارهای کالایی، پیامدهای مختلفی است که این پدیده در اقتصاد خرد و کلان بر جای می‌گذارد. هم حرکتی قیمت‌ها در سمت عرضه اقتصاد، می‌تواند رقابت‌پذیری بازارها را مخدوش نموده و منابع را از فعالیت‌های بهره‌ور منحرف سازد. به‌عنوان مثال، صنعتی را در نظر بگیرید که چشم‌انداز روبه رشدی برای آن وجود دارد اما به سبب وجود هم حرکتی قیمتی میان محصولات سایر صنایع و صنعت مورد اشاره، تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران قادر نیستند تا ارزیابی مناسبی از قیمت‌های آتی داشته باشند. از این‌رو، در تشخیص فعالیت‌های کارآمد دچار اشتباه می‌شوند و به‌جای واکنش به مبانی بازار به رفتارهای گله‌ای^۳ روی می‌آورند. در سمت تقاضا اقتصاد نیز پدیده هم حرکتی قیمت‌ها، فشارهای تورمی گسترده‌ای بر مصرف‌کنندگان وارد کرده و فرصت مصون‌سازی ریسک^۴ را که به‌طور معمول از طریق متنوع سازی سبد مصرفی در واکنش به تغییرات قیمت‌ها حاصل می‌شود، از دسترس خانوارها خارج می‌کند (Fernández-Avilés et al., 2020). آثار ناشی از هم حرکتی قیمت‌ها در بخش کشاورزی و پیرو آن حوزه‌های مرتبط با غذا، درنهایت موجب آسیب به درآمد کشاورزان، کاهش قدرت خرید

۵. ضرایب خودکفایی با تقسیم تولید بر مصرف (تولید+واردات-صادرات) حاصل شده است.

6. Wavelet Analysis

1. Speculation
2. Financialization
3. Herd Behaviors
4. Hedging of Risk

حرکتی میان بازده قیمت در بازارها، ارتباط مثبت دارد. Ohashi & Okimoto (2016) در مطالعه‌ای با برآورد الگوی همبستگی شرطی پویای انتقال ملایم^۵، روندهای بلندمدت و نوسانات کوتاه‌مدت هم حرکتی بیش از حد میان کالاها را بررسی نمودند. در این مطالعه از داده‌های ماهانه بازده‌های قیمتی در سال‌های ۱۹۸۳ - ۲۰۱۱ استفاده شد که نتایج نشان می‌دهد هم حرکتی میان قیمت کالاها پس از سال ۲۰۰۰ با افزایش قابل توجهی روبرو بوده است. علت اصلی این رخداد را به پدیده مالی سازی^۶ بازارهای کالایی نسبت دادند. Fernandez (2015) فرضیه هم حرکتی اضافی را بین ۱۱ کالای غیر انرژی و نفت در دوره زمانی ۱۹۰۰ - ۲۰۱۰ با تواتر زمانی سالانه مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان می‌دهد که هم حرکتی اضافی در میان قیمت کالاها وجود دارد و ماهیت آن وابسته به زمان است. بررسی هم حرکتی بازارها در داخل کشور نیز توسط محققان پیگیری شده است که قسمت اعظمی از آن‌ها در بازار دارایی‌های مالی بوده است. برای مثال Moradi et al. (2018) با به‌کارگیری روش تبدیل موجک پیوسته^۷، سرایت میان بازده بازار دارایی‌هایی از قبیل مسکن، سهام، ارز، طلا و نیز حوزه بانکی در اقتصاد ایران را در قالب هم حرکتی و علیت بررسی کرده‌اند. برای این منظور از داده‌های سالانه در بازه ۱۳۷۰ الی ۱۳۹۵ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بازدهی ناشی از رشد قیمت در بازار مسکن عمدتاً در کوتاه‌مدت با بازارهای ارز و سهام هم حرکت بوده و جهت علیت از نرخ ارز به طرف بازار مسکن و از بازار مسکن به طرف بازار سهام است.

Amiri et al. (2015) در پژوهشی با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت نفت، سکه و ارز در سال‌های ۱۳۷۰ - ۱۳۸۹ و روش همبستگی شرطی پویای گارچ^۸، همبستگی متغیر در زمان این دارایی‌ها را برآورد نمودند. نتایج نشان داد که همبستگی شرطی بین دارایی‌ها در طول زمان تغییر کرده است و بحران مالی سال ۲۰۰۸

پژوهش خود حرکات هم‌زمان بازارهای کالایی را در بحران‌های مالی در سراسر جهان تجزیه و تحلیل کردند. برای این منظور از رویکرد مقیاس بندی چندبعدی کمبود^۱ بهره بردند که طبقه بندی بازارها را با توجه به پویایی آن‌ها در شرایط وجود ریسک امکان پذیر می‌کند. در بخشی از نتایج اشاره کردند که مالی سازی و سفته‌بازی در پویایی قیمت و ریسک بازار کالاها و غذایی نقش داشتند. Ma & Wang (2019) در پژوهشی ساختار وابستگی قیمت کالاهایی از قبیل نفت خام، گاز طبیعی، زغال سنگ و سنگ آهن را با نرخ دلار استرالیا و یوان چین بررسی نمودند. محققان در این مطالعه از داده‌های روزانه ژوئن ۲۰۱۰ تا فوریه ۲۰۱۹ استفاده کرده و با برآورد الگوهای کاپیولا^۲ نشان دادند که افزایش قیمت کالاها به‌طور معمول، هم‌زمان با افزایش دلار استرالیا و کاهش یوان چین اتفاق می‌افتد. برای دوره زمانی ۲۰۱۰ - ۲۰۱۵، هم حرکتی نسبتاً بالایی بین قیمت نفت، دلار استرالیا و یوان چین قابل رؤیت بوده در حالی که در دوره زمانی ۲۰۱۵ - ۲۰۱۸، شدت رابطه بین آن‌ها کاهش یافت. علاوه بر این، ارتباط بین قیمت زغال سنگ و یوان چین ضعیف و رابطه بین قیمت گاز طبیعی و یوان چین قابل توجه است. de Nicola et al. (2016) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ماهانه بازه زمانی ۱۹۷۰ - ۲۰۱۳، هم حرکتی میان بازده قیمت اسمی ۱۱ کالای اساسی را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. کالاهای مدنظر، موارد مرتبط با بخش‌های انرژی، کشاورزی و غذا بوده که محققان در پژوهش خود با به‌کارگیری الگوهای همبستگی شرطی پویای چندمتغیره^۳ و روش رگرسیون غلتان^۴ درجه همبستگی شرطی و غیرشرطی میان آن‌ها را برآورد کردند. سپس با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیونی اثر عوامل مؤثر بر آن‌ها را مورد سنجش قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که بازده قیمت انرژی و کالاهای کشاورزی بسیار مرتبط هستند، سطح کلی هم حرکتی بین کالاها در سال‌های اخیر افزایش یافته است و نوسانات بازار سهام باهم

5. Smooth Transition Dynamic Conditional Correlation
6. Financialization
7. Continuous Wavelet Transform
8. Dynamic Conditional Correlation - Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

1. Shortfall-Multidimensional Scaling Approach
2. Copula Models
3. Multivariate Dynamic Conditional Correlation Models
4. Rolling Regression Procedure

در p دوره قبل و جملات خطای q دوره قبل انجام شود، الگوی $ARMA(p, q)$ به صورت رابطه (۲) نشان داده می‌شود:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \sum_{p=1}^p \phi_i^p r_{i,t-p} + \sum_{q=1}^q \theta_i^q \varepsilon_{i,t-q} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, H_t)$$

$$i = 1, 2, 3$$

در رابطه (۲)، $r_{i,t}$ بازده قیمتی بازار گوشت i ام در زمان t ، $\varepsilon_{i,t}$ جملات خطای معادله بازده قیمتی بازار گوشت i ام در زمان t و H_t ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی بردار تصادفی جملات خطای این معادله می‌باشند.

به منظور الگوسازی نوسانات می‌توان از الگوهای خود رگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره استفاده نمود (Tanaka & Guo, 2020; Song et al., 2019). در این مطالعه، الگوی $GJR - MGARCH$ ارائه‌شده توسط Glosten et al. (1993) به کار می‌رود که یکی از انواع الگوهای نامتقارن همبستگی شرطی پویا است.

در این الگو، واریانس شرطی بازده قیمتی بازار گوشت i ام به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$h_{i,t} = \omega_i + \kappa_i h_{i,t-1} + \lambda_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_i d_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}^2 \quad (3)$$

در الگوی (۳)، ω_i جزء ثابت معادله واریانس شرطی، λ_i اثر $ARCH$ بازدهی‌ها در شرایط متقارن بودن، $\lambda_i + \gamma_i$ اثر $ARCH$ بازدهی‌ها در شرایط نامتقارن بودن و κ_i اثر $GARCH$ بازدهی‌ها می‌باشند. $d_{i,t-1}$ نیز یک تابع مشخصه بوده و هنگامی که $\varepsilon_{i,t-1} < 0$ باشد، برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر است. بنابراین، الگوی بالا در شرایطی که ضرایب $\gamma_i = 0$ باشد، به یک الگوی متقارن تبدیل می‌شود. لازم به ذکر است که، به منظور ایستایی الگوی واریانس شرطی و تعدیل شوک تلاطم‌های باگذشت زمان، بایستی مجموع ضرایب κ_i ، λ_i و γ_i کوچک‌تر از یک باشد.

باعث تغییرات قابل‌توجهی در همبستگی‌های پویا بین دارایی‌های مختلف شده است.

با مرور مطالعات گذشته در ایران مشخص شد که هم حرکتی میان بازارهای کلایی به‌خصوص بازار محصولات کشاورزی با وجود اهمیت بالای آن، موردبررسی قرار نگرفته است. ازاین‌رو، پژوهش پیشرو قصد دارد تا به سؤالات زیر پاسخ دهد:

الف) آیا هم حرکتی در بازار انواع گوشت‌ها در طول زمان دست‌خوش تغییر شده است؟

ب) مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر میزان هم حرکتی در بازار انواع گوشت‌ها کدام‌اند؟

ج) میزان تأثیر هر یک از این عوامل بر هم حرکتی در بازار انواع گوشت‌ها چقدر است؟

مواد و روش‌ها

به منظور پاسخ‌گویی به پرسش‌های مطرح شده در بخش قبل، ابتدا با استفاده از رویکرد $ARMA - DCC - MGARCH$ ضرایب همبستگی متغیر در زمان میان بازار انواع گوشت برآورد می‌شود. سپس در گام بعد با استفاده از رویکرد رگرسیون چندکی^۱ میزان تأثیر مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر هم حرکتی میان بازارها مورد بررسی قرار می‌گیرد. مبتنی بر مطالعاتی از قبیل Yuan et al. (2020)، Song et al. (2019) و De Nicola et al. (2016) بازده ماهانه بازار انواع گوشت‌ها به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \times 100 \quad (1)$$

در رابطه (۱)، R_{it} و P_{it} به ترتیب بازده قیمتی و قیمت بازاری گوشت i ام در ماه t می‌باشند.

در رویکرد $ARMA - DCC - MGARCH$ معادله میانگین شرطی در قالب یک فرآیند خود رگرسیون میانگین متحرک^۲ تصریح می‌گردد که در آن بازده قیمتی بازار گوشت‌ها را می‌توان بر اساس بازده‌ها و جملات خطای دوره‌های گذشته الگوسازی کرد (Song et al., 2019). اگر برآورد بازده‌ها بر اساس مقادیر آن‌ها

1. Quantile Regression
2. Autoregressive Moving Average (ARMA)

حداکثر راست نمایی گوسی^۱ از طریق الگوریتم بهینه‌سازی *BFGS* برآورد خواهند شد (Tanaka & Guo, 2020; Song et al., 2019).

در ادامه پس از برآورد همبستگی شرطی متغیر در زمان که از آن به‌عنوان هم حرکتی بازده قیمتی بازارهای تحت بررسی یاد می‌شود، میزان تأثیر مهم‌ترین محرک‌های آن در قالب یک الگوی رگرسیونی برآورد می‌شود. برای این منظور، از رگرسیون چندکی^۲ که برای اولین بار توسط کونکر و باست^۳ (۱۹۷۸) معرفی شد، استفاده می‌شود. در این رگرسیون، ضرایب الگو مشابه با روش حداقل مربعات معمولی، بر اساس یک تابع زیان برآورد می‌شود اما برخلاف آن، آثار متغیرهای مستقل در تمام بخش‌های توزیع به‌خصوص در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی از یکدیگر تمیز داده خواهد شد و صرفاً به برآورد آثار در مرکز ثقل داده‌ها پرداخته نمی‌شود. این روش در شرایطی که مشاهدات دورافتاده در نمونه وجود دارد، یا واریانس ناهمسان است، یا هنگامی که توزیع خطا نرمال نیست و یا دنباله‌هایی بلند و نامتقارن دارد، می‌تواند برآوردهای مناسب‌تری ارائه کند. در روش رگرسیون چندکی، برای برآورد ضرایب الگو مجموع قدر مطلق باقیمانده‌ها^۴ حداقل می‌شود. بر این اساس، برای متغیر تصادفی Y با تابع توزیع احتمال $F(y) = Prob(Y \leq y)$ ، چندک τ ام به صورت تابع معکوس (۸) تعریف می‌شود:

$$Q(\tau) = \inf \{y : F(y) \geq \tau\} \quad (۸)$$

$$0 < \tau < 1$$

برای یک نمونه تصادفی، میانه، مجموع قدر مطلق انحرافات (۹) را حداقل می‌کند.

$$Q(\tau) = \arg \min_{\xi} \left\{ \sum_i \rho_{\tau}(y_i - \xi) \right\} \quad (۹)$$

در معادله (۹)، $\rho_{\tau}(y_i - \xi)$ تابع ارزش قدر مطلق شیب^۵ بوده و چندک τ ام نمونه را به دست می‌دهد. حال اگر فرض شود که چندک شرطی Y توسط

ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی بردار تصادفی جملات خطای معادله میانگین (H_t) به صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (۴)$$

در معادله (۴)، $D_t (= \sqrt{h_{i,t}})$ یک ماتریس قطری 3×3 از انحرافات استاندارد متغیر در زمان بازده‌های قیمتی بازارها و R_t نیز ماتریس همبستگی متغیر در زمان است که به صورت زیر است:

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (۵)$$

Q_t ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی معین مثبت و متقارن با ابعاد 3×3 است، به طوری که از طریق معادله زیر حاصل می‌شود:

$$Q_t = (1-a-b)\bar{Q} + a\delta'_{t-1}\delta_{t-1} + bQ_{t-1} \quad (۶)$$

در معادله (۶)، \bar{Q} ماتریس واریانس - کوواریانس غیرشرطی با ابعاد 3×3 و δ_{t-1} بردار سه‌بعدی از جملات خطای استاندارد شده می‌باشند. a و b نیز پارامترهای غیرمنفی هستند که شروط $a, b \geq 0$ و $a+b < 1$ را تأمین می‌کنند. این شرط معین مثبت بودن ماتریس Q_t را تضمین می‌کند که شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t است.

بر این اساس، ضرایب همبستگی شرطی متغیر در زمان ($\rho_{ij,t}$)، از طریق معادله زیر حاصل می‌شود:

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} = \frac{Z}{\sqrt{Y}} \quad (۷)$$

$$Z = (1-a-b)\bar{q}_{ij} + a\delta_{i,t-1}\delta_{j,t-1} + bq_{ij,t-1}$$

$$Y = \left((1-a-b)\bar{q}_{ii} + a\delta_{i,t-1}^2 + bq_{ii,t-1} \right) \times \left((1-a-b)\bar{q}_{jj} + a\delta_{j,t-1}^2 + bq_{jj,t-1} \right)$$

پارامترهای الگوی *ARMA-ADCC-MGARCH* با روش شبه

1. Gaussian Quasi-Maximum Likelihood
2. Quantile Regression
3. Koenker and Bassett
4. Least Absolute Deviation
5. Tilted Absolute Value Function

تلاطم‌های سیاست‌های پولی و تلاطم‌های بازار ارز مطابق با مطالعه Chou (2019)، بر اساس روابط (۱۳) و (۱۴) محاسبه و در الگوها مورد استفاده قرار گرفته است.

$$MPV = \left[\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \left(\begin{array}{c} Mr_{j,t+i-1} \\ -Mr_{j,t+i-2} \end{array} \right)^2 \right]^{1/2} \quad (13)$$

$$ERV = \left[\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \left(\begin{array}{c} Er_{j,t+i-1} \\ -Er_{j,t+i-2} \end{array} \right)^2 \right]^{1/2} \quad (14)$$

در این روابط، MPV و ERV به ترتیب تلاطم‌های سیاست‌های پولی و تلاطم‌های بازار ارز و Er و Mr به ترتیب نرخ رشد حجم نقدینگی و نرخ رشد قیمت دلار می‌باشند (Chou, 2019). جهت برآورد نوسانات غیرقابل پیش‌بینی قیمت نفت هم از فیلتر هودریک پرسکات^۲ استفاده شده است که یک مقدار مشاهده شده را به اجزای قابل پیش‌بینی و نوسانات غیرقابل پیش‌بینی تفکیک می‌نماید (Hodrick & Prescott, 1997).

در پژوهش پیشرو، از اطلاعات ماهانه مرتبط با شاخص قیمت گوشت ماهی، مرغ و قرمز در سطح خرده‌فروشی استفاده می‌شود. این اطلاعات برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۹ از منابع آماری مختلف گردآوری شده و سال پایه شاخص‌ها ۱۳۹۵ است. شاخص قیمت مصرف‌کننده برای گوشت ماهی و حیوانات دریایی به طور مستقیم از بانک مرکزی ایران اخذ شد اما به دلیل عدم گزارش دهی تفکیک‌شده شاخص قیمت انواع گوشت‌ها (مرغ و قرمز) توسط بانک مرکزی، بر اساس گزارش‌های قیمتی شرکت پشتیبانی امور دام از قیمت‌های سطح خرده‌فروشی فرآورده‌های صنعت دام و طیور، شاخص قیمت مصرف‌کننده دو محصول مذکور محاسبه شد. به دلیل همبستگی بسیار بالای قیمت گوشت گوسفند و گوساله در بازار ایران؛ این دو محصول با ضریب اهمیت متفاوت که مطابق سهم گوشت گوسفند و گوساله از کل تولید این محصولات تعیین شده‌اند؛ در محاسبه شاخص قیمت گوشت قرمز

ماتریس X که از k متغیر مستقل تشکیل شده، توضیح داده شود، معادله (۱۰) به دست می‌آید:

$$Q(\tau | x_i \beta(\tau)) = x_i' \beta(\tau) \quad (10)$$

در معادله (۱۰)، $x_i = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki})'$ بردار متغیرهای مستقل و $\beta(\tau) = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ ضرایب در چندک τ است. جهت برآورد پارامترها مسئله بهینه‌یابی (۱۱) حل خواهد شد:

$$\arg \min \left[\begin{array}{l} \sum_{y_i \geq x_i^T \beta} \tau |y_i - x_i^T \beta| + \\ \sum_{y_i < x_i^T \beta} (1-\tau) |y_i - x_i^T \beta| \end{array} \right] \quad (11)$$

$$\beta \in R$$

معادله رگرسیون چندکی به صورت رابطه (۱۲) است:

$$Q_\tau(Y_i | X_i = x_i) = x_i' \beta(\tau) + \varepsilon_i \quad (12)$$

که در آن، ε_i جملات خطا خواهد بود (Koenker & Hallock, 2001).

لازم به ذکر است که متغیر وابسته از میانگین همبستگی‌های شرطی میان جفت بازارها به دست آمده است. بردار متغیرهای مستقل نیز شامل نرخ ارز بازار غیررسمی، شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا، نرخ رشد حجم نقدینگی، تلاطم‌های سیاست‌های پولی، تلاطم‌های بازار ارز و نوسانات غیرقابل پیش‌بینی قیمت نفت است که بر اساس مرور مطالعات گذشته برگزیده شده‌اند. متغیر نرخ ارز بازار غیررسمی بر اساس ادبیات عبور نرخ ارز^۱ به قیمت‌ها در الگو مدنظر قرار می‌گیرد (Campa & Goldberg, 2005). با توجه به وابستگی تولید انواع گوشت کشور به واردات نهاده‌های خارجی، لحاظ متغیری که بیانگر تحولات بازار جهانی آن‌ها باشد، بسیار ضروری است. از این رو، شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا به عنوان معیاری برای تغییر در هزینه تولید در الگو لحاظ می‌شود که بر اساس نظر Campa & Goldberg (2005) عدم لحاظ آن موجب تورش در برآورد اثر نرخ ارز خواهد شد. دو متغیر

2. Hodrick and Prescott

1. Exchange Rate Pass-Through

نتایج و بحث

در جدول (۱) برخی از مهم‌ترین آماره‌های توصیفی سری زمانی بازده ماهانه شاخص قیمت گوشت ماهی، مرغ و قرمز ارائه شده است که مبتنی بر معادله (۱) محاسبه شده‌اند.

مدنظر قرار گرفته و از این شاخص در الگوها استفاده می‌شود. سایر اطلاعات مورد استفاده در مطالعه حاضر شامل نرخ ارز بازار غیررسمی، شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا، حجم نقدینگی و قیمت نفت خام از مراکز آماری مختلف شامل بانک مرکزی ایران، سایت داده‌های اقتصادی فدرال رزرو آمریکا و سایت سازمان کشورهای صادرکننده نفت^۲ اخذ شده است.

1. Federal Reserve Economic Data (FRED)
2. Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

جدول ۱- نتایج بررسی ویژگی‌های آماری بازده‌های قیمتی انواع گوشت

بازده قیمت گوشت قرمز	بازده قیمت گوشت مرغ	بازده قیمت گوشت ماهی	شرح
۲۰۳	۲۰۳	۲۰۳	تعداد مشاهدات
۱/۶۹	۱/۳۰	۲/۱۵	میانگین
۲/۶۳	۷/۷۸	۲/۷۸	انحراف معیار
-۳/۳۹	-۱۹/۶۵	-۴/۵۶	حداقل
۱۴/۵۰	۲۸/۳۲	۱۴/۲۳	حداکثر
۱/۹۵	۰/۳۰	۱/۱۳	ضریب چولگی
۸/۴۲	۳/۸۱	۵/۵۲	ضریب کشیدگی
۳۷۶/۲۴	۸/۶۴	۹۶/۷۰	آماره جارک - برا
۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	احتمال آزمون جارک - برا
۱۰۵/۴۲	۳۴/۸۶	۱۴۷/۷۱	آماره لیانگ - باکس
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	احتمال آزمون لیانگ - باکس
-۷/۵۲	-۱۳/۱۵	-۳/۶۸	آماره ADF
-۲/۸۸	-۲/۸۸	-۲/۸۸	مقدار بحرانی ADF در سطح ۵ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کشیدگی^۴ هر سه بازده نیز مثبت است که بیانگر آن است که توزیع بازده‌ها از حد نرمال بلندتر است. نتیجه آزمون جارک - برا^۵ برای هر سه سری تحت بررسی، تأییدی بر این مطلب بوده، به طوری که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن آن‌ها در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. با توجه به مقادیر آماره لیانگ - باکس^۶ و احتمال آن، وجود خودهمبستگی سریالی در سطح اطمینان ۹۹ درصد در بازده‌های قیمتی مورد تأیید است. از طرف دیگر، بر اساس مقادیر آماره محاسباتی دیکی - فولر^۷ تعمیم‌یافته و مقادیر بحرانی این آزمون

بر این اساس، میانگین بازده قیمت گوشت ماهی، مرغ و قرمز طی دوره مورد مطالعه (فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۹)، به ترتیب معادل ۲/۱۵، ۱/۳ و ۱/۶۹ درصد بوده است. بنابراین، بازار ماهی بیشترین بازدهی را در میان بازارهای تحت بررسی دارا است. انحراف معیار این بازارها به ترتیب برابر با ۲/۷۸، ۷/۷۸ و ۲/۶۳ درصد و دامنه تغییراتشان که بیانگر اختلاف حداقل و حداکثر است نیز به ترتیب معادل ۱۸/۷۹، ۴۷/۹۷ و ۱۷/۸۹ درصد بوده است. به این ترتیب، از لحاظ سطح نوسان، بازار مرغ در جایگاه اول قرار دارد. با توجه به مقدار ضریب چولگی^۲، هر سه بازده قیمت از چولگی مثبت برخوردارند که حکایت از عدم تقارن در توزیع بازده‌ها دارد. ضریب

4. Kurtosis Coefficient

5. Jarque-Bera

6. Ljung-Box test

7. Augmented Dickey-Fuller test

3. Skewness Coefficient

که در سطح معنی‌داری ۵ درصد ارائه شده‌اند، می‌توان اظهار داشت که فرضیه صفر نا ایستا بودن بازده‌های قیمتی رد شده که بیانگر انباشتگی از مرتبه صفر آن‌ها می‌باشد.

در ادامه، به منظور دستیابی به اهداف مطرح شده، روابط پویای میان بازار انواع گوشت با استفاده از رویکرد $ARMA - DCC - MGARCH$ الگوسازی می‌شود که نتایج برآوردها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲- نتایج برآورد الگوی ARMA-DCC-MGARCH

معادله	نماد ضریب	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
بازده قیمتی بازار گوشت ماهی	α_1	۰/۱۵	۰/۰۶	۲/۲۶	۰/۰۲۴
	ϕ_1^1	۱/۱۱	۰/۰۸	۱۳/۹۳	۰/۰۰۰
	ϕ_1^2	-۰/۱۹	۰/۰۶	-۲/۹۰	۰/۰۰۴
	θ_1^1	-۰/۸۲	۰/۰۵	-۱۵/۴۴	۰/۰۰۰
بازده قیمتی بازار گوشت مرغ	α_2	۱/۵۲	۰/۴۹	۳/۰۸	۰/۰۰۲
	ϕ_2^1	۰/۱۷	۰/۰۶	۲/۶۱	۰/۰۰۹
	ϕ_2^2	-۰/۳۳	۰/۰۶	-۵/۵۵	۰/۰۰۰
	θ_2^1	۰/۶۰	۰/۲۱	۲/۸۰	۰/۰۰۵
بازده قیمتی بازار گوشت قرمز	α_3	۰/۷۸	۰/۱۷	۴/۷۳	۰/۰۰۰
	ϕ_3^1	۰/۵۱	۰/۰۷	۷/۶۵	۰/۰۰۰
	θ_3^1	۰/۳۲	۰/۰۴	۷/۱۵	۰/۰۰۰
	θ_3^1	۰/۱۸	۰/۰۴	۴/۴۸	۰/۰۰۰
تلاطم بازار گوشت ماهی	ω_1	۱/۱۰	۰/۷۵	۱/۴۶	۰/۱۴۴
	λ_1	۰/۱۶	۰/۱۱	۱/۴۶	۰/۱۴۵
	κ_1	۰/۷۲	۰/۱۸	۴/۰۵	۰/۰۰۰
	γ_1	-۰/۱۷	۰/۱۰	-۱/۶۸	۰/۰۹۳
تلاطم بازار گوشت مرغ	ω_2	۱۹/۷۹	۸/۶۴	۲/۲۹	۰/۰۲۲
	λ_2	۰/۳۰	۰/۱۴	۲/۰۹	۰/۰۳۷
	κ_2	۰/۴۷	۰/۲۱	۲/۲۲	۰/۰۲۷
	γ_2	-۰/۳۶	۰/۱۶	-۲/۲۶	۰/۰۲۴
تلاطم بازار گوشت قرمز	ω_3	۰/۷۹	۰/۲۳	۳/۳۸	۰/۰۰۱
	λ_3	۰/۵۵	۰/۲۰	۲/۷۴	۰/۰۰۶
	κ_3	۰/۳۹	۰/۰۸	۴/۹۲	۰/۰۰۰
	γ_3	۰/۱۴	۰/۲۶	۰/۵۲	۰/۶۰۲
معادله همبستگی شرطی پویا	a	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۹۱	۰/۰۵۷
	b	۰/۹۳	۰/۰۳	۲۶/۹۵	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اساس معیار اطلاعاتی آکائیک^۱ وقفه بهینه آن‌ها تعیین شده است. بر این اساس، معادله میانگین شرطی بازده

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، معادلات موجود در این رویکرد، به سه دسته قابل تفکیک است. دسته اول، شامل معادلات میانگین شرطی می‌باشند که در قالب یک فرآیند خود رگرسیون میانگین متحرک تصریح و بر

1. Akaike information criterion

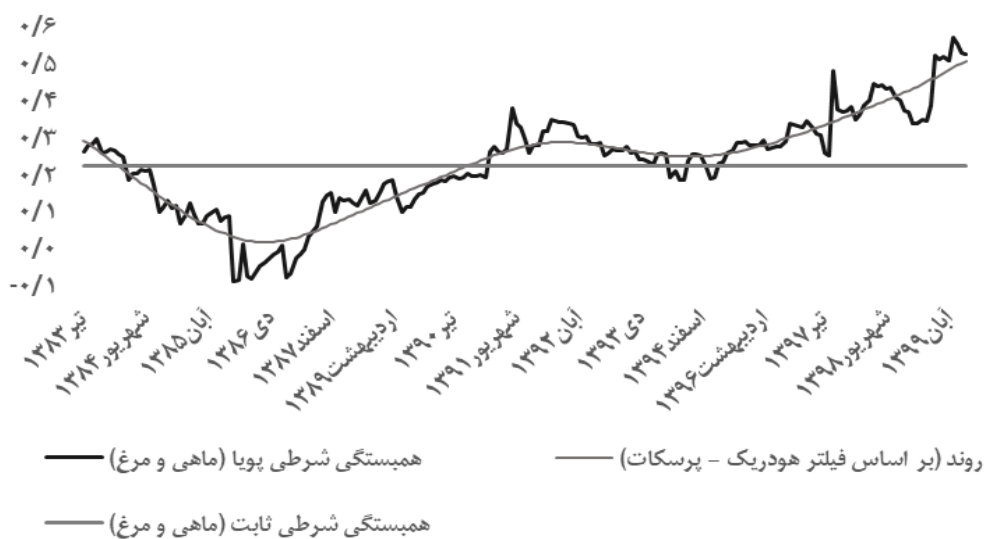
مورد بازار گوشت مرغ نیز ضریب اثرگذاری شوک‌های دوره گذشته در دو حالت منفی ($\varepsilon_{i,t-1} < 0$) و مثبت ($\varepsilon_{i,t-1} \geq 0$)، معنی‌دار و به ترتیب برابر با $-0/06$ و $0/3$ می‌باشند. بنابراین، اگر بازار گوشت مرغ در دوره گذشته با یک شوک منفی در بازدهی روبرو شود (معادل با کاهش قیمت گوشت مرغ است)، تلاطم‌های دوره جاری بازار گوشت مرغ برابر با $0/06$ کاهش می‌یابد، اما در صورتی که شوک وارد شده به بازار مثبت باشد (معادل با افزایش قیمت گوشت مرغ است)، تلاطم‌های دوره جاری بازار گوشت مرغ برابر با $0/3$ افزایش خواهد یافت. در رابطه با بازار گوشت قرمز، تأثیرگذاری شوک‌های دوره قبل در دو حالت منفی و مثبت متقارن خواهد بود. در دسته سوم، پارامترهای معادله همبستگی شرطی پویا (a و b) وجود دارد که بایستی مثبت و مجموع آن‌ها کوچک‌تر از یک باشد. پارامتر a در معادله همبستگی شرطی پویا برابر با $0/03$ است که مثبت بودن آن نشان می‌دهد، با بروز شوک در بازدهی بازارها همبستگی شرطی در دوره جاری افزایش می‌یابد. همچنین، پارامتر b برابر با $0/93$ بوده و بیانگر آن است که همبستگی شرطی دوره گذشته بر همبستگی شرطی دوره جاری اثر مثبت و معناداری دارد. با توجه به اندازه بزرگ و نزدیک به یک پارامتر b انتظار می‌رود برای هر جفت همبستگی شرطی محاسبه‌شده، همبستگی دوره جاری نزدیک به همبستگی شرطی دوره گذشته باشد. یکی از خروجی‌های برآورد الگوی بالا، همبستگی شرطی پویا بین بازدهی بازارهای تحت بررسی است که به طور متغیر در زمان قابل ترسیم است. نمودارهای (۱) تا (۳) همبستگی شرطی پویا، روند قابل پیش‌بینی آن و همبستگی شرطی ثابت میان بازده‌های قیمتی موردنظر را نشان می‌دهد.

قیمت بازار گوشت ماهی، مرغ و قرمز به ترتیب از فرایند $ARMA(2,1)$ و $ARMA(1,2)$ تبعیت می‌کند.

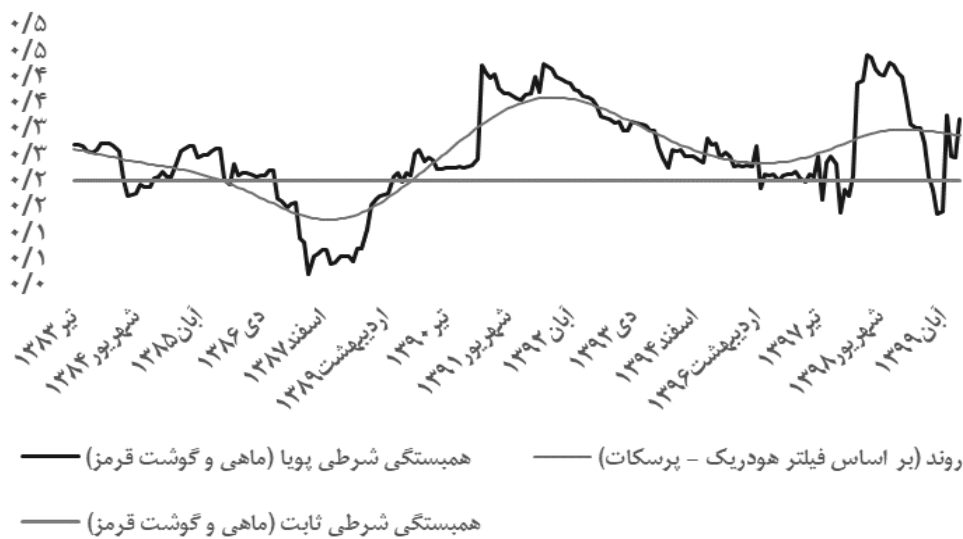
دسته دوم، معادلات واریانس شرطی هستند که به توصیه Engle (2002) بر اساس یک الگوی خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم‌یافته نامتقارن با وقفه $(1,1)$ اجرا می‌شوند. در این دسته از معادلات، بردار ω بیانگر اجزاء ثابت، بردار λ بیانگر اثرات $ARCH$ ، بردار κ بیانگر اثرات $GARCH$ و بردار γ نیز نشان‌دهنده اثرات عدم تقارن در اثرگذاری شوک بازده‌های قیمتی در دوره گذشته می‌باشند.

بر اساس نتایج، اثرات $GARCH$ در هر سه معادله واریانس شرطی مثبت و معنی‌دار هستند. این مهم بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار تلاطم‌های دوره گذشته بر تلاطم‌های دوره جاری بازارها است. اثرات $ARCH$ در بازار گوشت مرغ و گوشت قرمز مثبت و معنی‌دار بوده، اما در بازار گوشت ماهی از لحاظ آماری در سطوح متعارف معنی‌دار نیست. با توجه به آن، اثر شوک دوره گذشته دو بازار گوشت مرغ و گوشت قرمز بر تلاطم‌های دوره جاری‌شان به ترتیب معادل $0/3$ و $0/55$ است.

در رابطه با بردار ضرایب γ که در تفکیک اثر شوک‌های منفی و مثبت بازدهی بازار بر تلاطم‌های دوره جاری مورد استفاده قرار می‌گیرد نیز بایستی اشاره کرد که ضریب مذکور در معادله تلاطم بازار گوشت ماهی معنی‌دار و معادل $-0/17$ است. بر این اساس، در صورتی که بازار گوشت ماهی در دوره گذشته با یک شوک منفی در بازدهی روبرو بوده باشد، تلاطم‌های دوره جاری بازار گوشت ماهی معادل با $0/17$ کاهش می‌یابد (به دلیل عدم معنی‌داری ضریب γ از لحاظ آن در اثر سنجی صرف‌نظر می‌شود). اما اگر بازدهی این بازار با یک شوک مثبت مواجه شود، تلاطم‌های دوره جاری بازار گوشت ماهی به طور معنی‌داری اثر نمی‌پذیرد. در

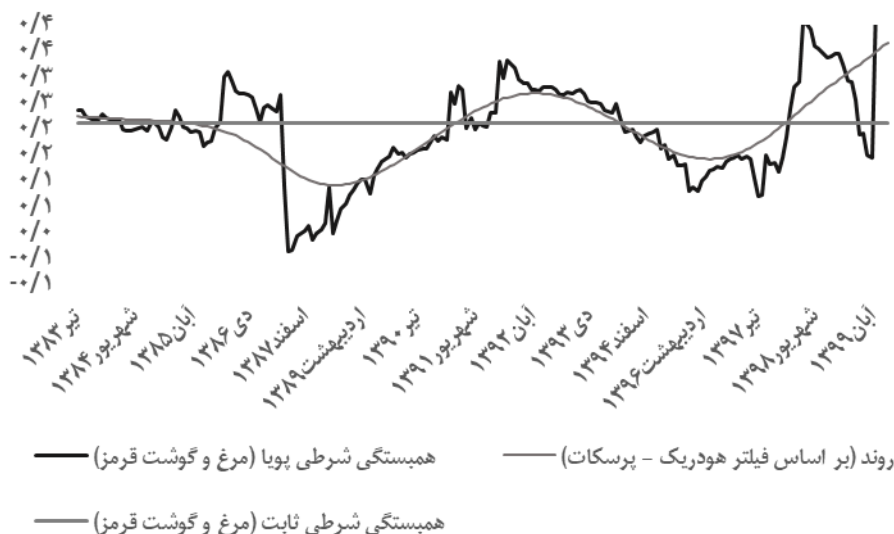


نمودار ۱- همبستگی شرطی پویا، روند آن و همبستگی شرطی ثابت میان بازار ماهی و مرغ
 مأخذ: یافته‌های



نمودار ۲- همبستگی شرطی پویا، روند آن و همبستگی شرطی ثابت میان بازار ماهی و گوشت قرمز
 مأخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهش



نمودار ۳- همبستگی شرطی پویا، روند آن و همبستگی شرطی ثابت میان بازار مرغ و گوشت قرمز

خود دید. اما خروج آمریکا از برجام و لغو تمامی تعهدها، آغاز دور جدید تحریمها و کاهش منابع ارزی دولت موجب شد تا هم حرکتی بازار گوشتها در ایران از ابتدای سال ۱۳۹۷، به دنبال آغاز تلاطمهای ارزی شروع به افزایش کند. بهطورمعمول، تغییرات هم حرکتی بازارها به عوامل متعددی نسبت داده می‌شود. از این رو با توجه به اهداف این مطالعه، جهت و میزان اثرگذاری مهم‌ترین آنها بر هم حرکتی بازده قیمتی بازار گوشت بررسی شد. برای این منظور، متوسط هم حرکتی بازده قیمت‌ها (سه نمودار بالا) محاسبه و با استفاده از رگرسیون چندکی، چگونگی اثرگذاری عوامل مختلف، موردسنجش قرار گرفت.

پیش از ارائه نتایج این بخش، درجه انباشتگی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

کاملاً آشکار است که همبستگی شرطی بازده‌های قیمتی در طول زمان تغییرات قابل توجهی را تجربه کرده و در برخی از دوره‌ها نزولی و در برخی دیگر صعودی بوده است. بیشینه و کمینه همبستگی شرطی پویا میان بازارهای گوشت ماهی و مرغ به ترتیب ۰/۵۸ و ۰/۰۸-، میان بازارهای گوشت ماهی و قرمز به ترتیب ۰/۴۴ و ۰/۰۲ و میان بازارهای گوشت مرغ و قرمز به ترتیب ۰/۴۶ و ۰/۰۴- است. از ابتدای دوره مورد مطالعه تا پیش از اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها به سبب بالا بودن درآمدهای نفتی دولت و انجام مداخله در بازار ارز با ارز پاشی گسترده، روندی کاهشی داشته است، اما پس از آن، رفته‌رفته این روند تغییر کرده و با جهش ارزی سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ بر شدت رشد آن افزوده شده است. از سال ۱۳۹۲، با تغییر سیاست‌های دولت در باب نرخ سود بانکی، خوش‌بینی حاصل از مذاکرات هسته‌ای و کاهش انتظارات تورمی در جامعه، هم حرکتی بازده‌های قیمتی در بازار گوشتها مجدداً روند نزولی به

جدول ۳- نتایج بررسی درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه

نتیجه	با عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ		شرح متغیر
	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪	آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪	آماره محاسبه شده	
$I(1)$	-۳/۴۳	-۲/۵۸	-۲/۸۸	-۱/۴۵	هم حرکتی بازده قیمتی بازار گوشت‌ها
	-۳/۴۳	-۱۵/۸۹	-۲/۸۸	-۱۵/۸۲	تفاضل هم حرکتی بازده قیمتی بازار گوشت‌ها
$I(1)$	-۳/۴۳	-۱/۷۳	-۲/۸۸	۰/۹۴	لگاریتم نرخ ارز
	-۳/۴۳	-۸/۶۵	-۲/۸۸	-۸/۴۵	تفاضل لگاریتم نرخ ارز
$I(1)$	-۳/۴۳	-۱/۷۴	-۲/۸۸	-۰/۸	لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا
	-۳/۴۳	-۱۱/۷۶	-۲/۸۸	-۱۱/۷۹	تفاضل لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا
$I(1)$	-۳/۴۳	-۲/۳۶	-۲/۸۸	-۲/۳	نرخ رشد حجم نقدینگی
	-۳/۴۳	-۸/۳۶	-۲/۸۸	-۸/۳۶	تفاضل نرخ رشد حجم نقدینگی
$I(0)$	-۳/۴۳	-۴/۰۳	-۲/۸۸	-۲/۳۷	تلاطم‌های سیاست‌های پولی
$I(1)$	-۳/۴۳	-۲/۸۵	-۲/۸۸	-۲/۵	تلاطم‌های بازار ارز
	-۳/۴۳	-۶/۸۱	-۲/۸۸	-۶/۸۲	تفاضل تلاطم‌های بازار ارز
$I(0)$	-۳/۴۳	-۵/۷۶	-۲/۸۸	-۵/۷۸	نوسانات غیرقابل پیش‌بینی قیمت نفت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

غیرقابل پیش‌بینی قیمت نفت انباشته از مرتبه صفر می‌باشند.

نتایج برآورد رگرسیون چندکی در چندک‌های ۰/۲۵، ۰/۵ و ۰/۷۵ که به ترتیب بیانگر چارک اول، چارک دوم (میان) و چارک سوم می‌باشند، در جدول (۴) آمده است.

بر اساس نتایج، متغیرهای هم حرکتی بازده قیمتی بازار گوشت‌ها، لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا، نرخ رشد حجم نقدینگی و تلاطم‌های بازار ارز انباشته از مرتبه یک و متغیرهای تلاطم‌های سیاست‌های پولی و نوسانات

جدول ۴- نتایج برآورد عوامل اثرگذار بر هم حرکتی بازده‌های قیمتی بازار انواع گوشت در ایران

چارک سوم	چارک دوم	چارک اول	شرح متغیر
***۰/۰۶	***۰/۰۵	*۰/۰۲	لگاریتم نرخ ارز
(۷/۸)	(۴/۳۵)	(۱/۹۲)	
۰/۰۶	***۰/۱۸	***۰/۳۹	لگاریتم شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا
(۱/۰۹)	(۲/۷۵)	(۶/۶۴)	
۰/۰۶	***۰/۰۸	۰/۰۳	نرخ رشد حجم نقدینگی
(۱/۵۸)	(۲/۶۴)	(۱/۰۵)	
۰/۰۷	*۰/۰۹	***۰/۱۱	تلاطم‌های سیاست‌های پولی
(۲/۱۱)	(۳/۲۴)	(۳/۷۳)	
**۰/۰۳	**۰/۰۳	۰/۰۱	تلاطم‌های بازار ارز
(۲/۳۱)	(۲/۰۳)	(۰/۴۳)	
***۰/۰۷	***۰/۰۷	*۰/۰۵	نوسانات غیرقابل پیش‌بینی قیمت نفت
(۳/۶۴)	(۲/۷۸)	(۱/۹۳)	
***-۰/۶۹	***-۱/۲۷	***-۲/۱۱	جزء ثابت
(-۲/۹۶)	(-۴/۶۹)	(-۹/۰۷)	
۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۳۹	ضریب تعیین Pseudo

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ترتیب برابر با ۰/۱۱، ۰/۰۹ و ۰/۰۷ واحد اثر می‌پذیرد. از این رو، تصمیمات متلاطم سیاست‌گذار پولی در دوره‌هایی که هم حرکتی در بازده‌ها بازارها کمتر است (به‌عنوان مثال در بازه زمانی ۱۳۹۲ - ۱۳۹۶) از اهمیت بیشتری برخوردار است. تلاطم‌های بازار ارز هم در چارک دوم و سوم اثر مثبت و معنی‌داری بر ضریب همبستگی شرطی دارد. اما اندازه این اثر در چندک‌های مختلف تقریباً برابر بوده و معادل ۰/۰۳ واحد است. بنابراین، وقوع تلاطم‌های گسترده در بازار ارز، به‌استثنا دوره‌هایی که هم حرکتی در پایین‌ترین حدود خود است، می‌تواند زمینه‌ساز حرکات هم‌زمان در بازارهای کالایی گردد. نوسانات غیرقابل پیش‌بینی قیمت نفت نیز متغیر کلیدی دیگری است که ضریب همبستگی شرطی میان بازده‌های قیمتی را متأثر می‌سازد. بر اساس نتایج ارائه شده، متغیر نوسانات غیرقابل پیش‌بینی قیمت نفت در تمام چندک‌ها اثر مثبت و معنی‌داری بر هم حرکتی بازده‌های قیمتی دارد و میزان ضریب برآورد شده در چارک اول تا سوم نشان می‌دهد که با افزایش یک‌درصدی در آن، ضریب همبستگی شرطی به ترتیب برابر با ۰/۰۵، ۰/۰۷ و ۰/۰۷ واحد در مقیاس ۱- تا ۱ افزایش می‌یابد. به نظر می‌رسد که این ضرایب با توجه به نقش نفت و فراورده‌های آن در تولید و حمل‌ونقل نهاده‌های تولید گوشت منطقی باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

وقوع حرکات مشترک قابل‌توجه در روند قیمت کالاهای مختلف، به ویژه در طول سال‌های اخیر، سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران، تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان را با چالش‌های متعددی مواجه کرده است که از این میان می‌توان به مخدوش شدن رقابت‌پذیری و بروز رفتارهای گله‌ای در میان فعالان بازارها، تشدید تورم و آسیب به قدرت خرید مردم و حتی بی‌ثباتی سیاسی دولت‌ها اشاره نمود. به همین دلیل، درک نیروهای محرک هم حرکتی در بازارها، توجهات را به طور روزافزونی به خود جلب کرده است. این گزاره در رابطه با بازار انواع گوشت در ایران که در تأمین بخش اعظمی از نهاده‌های مصرفی خود به تجارت خارجی وابسته است و از عوامل مختلفی از قبیل تحولات بازارهای جهانی، تحریم‌های بین‌المللی، بازار

اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t را نشان می‌دهد. *، ** و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، متغیر نرخ ارز بازار آزاد در تمام چندک‌ها اثر مثبت و معنی‌داری بر هم حرکتی بازده‌های قیمتی دارد. اندازه ضریب برآورد شده در چارک اول تا سوم نشان می‌دهد که با افزایش یک‌درصدی در نرخ ارز بازار آزاد، ضریب همبستگی شرطی به ترتیب برابر با ۰/۰۲، ۰/۰۵ و ۰/۰۶ واحد در مقیاس ۱- تا ۱ افزایش می‌یابد. روند افزایشی ضریب این متغیر در چندک‌های بالاتر نشان می‌دهد در شرایطی که هم حرکتی در بازده قیمت‌ها بالاتر است (مانند سال ۱۳۹۹)، اثرگذاری نرخ ارز بیشتر خواهد بود. در رابطه با متغیر شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت در آمریکا که به‌عنوان جایگزینی برای افزایش هزینه‌های تولید برگزیده شد، بایستی اشاره کرد که میزان تأثیر در چارک اول و میانه، مثبت و معنی‌دار است، اما اندازه این اثرگذاری در چندک‌های بالاتر کوچک‌تر خواهد بود. به‌طوری‌که با افزایش یک‌درصدی در شاخص قیمت تولیدکننده انواع گوشت آمریکا ضریب همبستگی شرطی در چارک اول و میانه به ترتیب ۰/۳۹ و ۰/۱۸ واحد رشد می‌کند. بنابراین، به نظر می‌رسد که هم حرکتی بازده‌های قیمتی در مقادیر بالاتر (مثل سال ۱۳۹۹) با افزایش هزینه‌های تولید، سخت‌تر رشد کند که با توجه به جایگزینی نهاده‌های تولید، تلاش بیشتر برای بهبود بهره‌وری و کاهش حاشیه سود تولیدکنندگان به جهت حفظ فعالیت تولیدی خود، منطقی به نظر می‌رسد. متغیر مؤثر دیگری که هم حرکتی بازده‌های قیمتی را دست‌خوش تغییر می‌کند، نرخ رشد حجم نقدینگی است که در اقتصاد ایران به‌شدت محل بحث است. این متغیر در میانه (چارک دوم) اثر معنی‌دار ۰/۰۸ واحدی بر متغیر وابسته دارد. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش یک‌درصدی در حجم نقدینگی، ضریب همبستگی شرطی در میانه، ۰/۰۸ واحد افزایش می‌یابد. تلاطم‌های سیاست‌های پولی نیز در چارک اول تا سوم اثر مثبت و معنی‌داری بر هم حرکتی بازده‌ها دارد. به‌طوری‌که با افزایش یک واحدی این شاخص، ضریب همبستگی شرطی در سه چارک ارائه شده به

نتایج بررسی عوامل اثرگذار بر هم حرکتی میان بازارها نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز و تلاطم‌های بازار آن، افزایش هزینه‌های تولید، رشد حجم نقدینگی، سیاست‌گذاری پولی پرتلاطم و نوسانات بازار انرژی موجب افزایش هم حرکتی در میان بازار انواع گوشت‌ها می‌شوند. آنچه مسلم است، بسیاری از این عوامل که خود معلول علت‌های مختلفی هستند، توسط دولت قابل کنترل می‌باشند. افزایش نرخ ارز و ایجاد تلاطم در بازار ارزهای خارجی که هر از چند گاهی گریبان اقتصاد کشور را می‌گیرد، ریشه در سیاست‌های پولی و ارزی نامناسب دولت و بانک مرکزی دارد. پرواضح است که پرداخت مقدار زیادی یارانه پنهان، وابستگی حکمرانی اقتصادی به درآمدهای نفتی و بی‌انضباطی در نظام بودجه‌ریزی، کسری بودجه گسترده‌ای را به دولت تحمیل کرده که به‌طورمعمول با ابزارهای تورم‌زا مانند استقراض از بانک مرکزی جبران می‌شود. علت رشد نرخ ارز و تلاطم‌های بازار آن، رشد حجم نقدینگی و سیاست‌گذاری پولی پرتلاطم را بایستی در این عوامل جستجو کرد. البته که نمی‌توان از آثار تحریم‌های اقتصادی، افزایش هزینه‌های ناشی از تراکنش‌های ارزی واردات و نقش نفت در تولید و حمل‌ونقل نهاده‌های صنعت تولید گوشت چشم‌پوشی کرد. بنابراین توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران با لحاظ نقش این عوامل در ایجاد هم حرکتی میان بازارها در تصمیمات خود، از بروز دوره‌هایی با هم حرکتی شدید پیشگیری نمایند.

ارزهای خارجی و سیاست‌های پولی و مالی دولت اثر می‌پذیرد؛ با ضرورت بیشتری جلوه می‌کند. از این رو، در پژوهش پیشرو با استفاده از رویکرد $ARMA - DCC - MGARCH$ همبستگی شرطی متغیر در زمان میان بازار انواع گوشت‌ها (گوشت ماهی، مرغ و قرمز) به‌عنوان شاخصی از هم حرکتی برآورد شد. در گام بعد، در راستای تحلیل میزان تأثیر مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر هم حرکتی میان بازارها از رویکرد رگرسیون چندکی بهره برده شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، همبستگی شرطی میان بازارها به‌شدت وابسته به زمان است و در برخی از دوره‌ها نزولی و در برخی دیگر روندی صعودی را تجربه کرده است. بنابراین، کاملاً آشکار است که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در این بازارها، در طول دوره‌های مختلف با سطوح ریسک متفاوتی روبرو هستند. در بخش تولید، تدوین و اجرای سیاست‌های کاهنده ریسک بازار در مقایسه با سیاست قیمت‌گذاری کالاهای اساسی که در بسیاری از مواقع پایین‌تر از هزینه تمام شده محصولات است، مورد توصیه است. در بخش مصرف، به‌کارگیری سیاست‌های یارانه‌ای غیرثابت می‌تواند علاوه بر حمایت از مصرف‌کننده، بار مالی بسیار کمتری به دولت تحمیل نماید. به‌طوری‌که در دوره‌هایی با هم حرکتی شدیدتر، حمایت‌های یارانه‌ای افزایش و در دوره‌هایی با هم حرکتی خفیف‌تر، حمایت‌های یارانه‌ای دولت کاهش یابد.

REFERENCES

1. Alaei Borujeni, P., & Farnam, A., & Abdoli, M., & Hamidpour Zare, S., & Tolouei, Z., & Khosravi, K., & Azami, A., & Varmazyari, H., & Razani, B. (2020). About Leap in production (2) Its requirements in the fields of agriculture, housing, transportation and rural development. Deputy of Infrastructure and Production Affairs Researchs, The Research Center of Islamic legislative Assembly, 17127. (In Farsi)
2. Amiri, S., & Homayounifar, M., & Karimzadeh, M., & Falahi, M. (2015). Examination Of Dynamic Correlation Between Major Assets in Iran by DCC-GARCH Approach. Journal Of Sustainable Growth and Development (The Economic Research), 15(2), 183-201. (In Farsi)
3. Azam, A. H. M., Sarmidi, T., Nor, A. H. S. M., & Zainuddin, M. R. K. (2020). Co-Movement among World Vegetable Oil Prices: A Wavelet-Based Analysis. International Journal of Business and Society, 21(3), 1068-1086.
4. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. The Review of Economics and Statistics, 87(4), 679-690. Chou, K. W. (2019). Re-examining the time-varying nature and determinants of exchange rate pass-through into import prices. The North American Journal of Economics and Finance, 49, 331-351.
5. de Nicola, F., De Pace, P., & Hernandez, M. A. (2016). Co-movement of major energy, agricultural, and food commodity price returns: A time-series assessment. Energy Economics, 57, 28-41.

6. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
7. Fernandez, V. (2015). Commodity price excess co-movement from a historical perspective: 1900–2010. *Energy Economics*, 49, 698-710.
8. Fernández-Avilés, G., Montero, J. M., & Sanchis-Marco, L. (2020). Extreme downside risk co-movement in commodity markets during distress periods: A multidimensional scaling approach. *The European Journal of Finance*, 26(12), 1207-1237.
9. Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
10. Hodrick, R. J. and Prescott, E.C. (1997). Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29: 1-16.
11. Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33-50.
12. Koenker, R., & Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of economic perspectives*, 15(4), 143-156.
13. Ma, Y., & Wang, J. (2019). Co-movement between oil, gas, coal, and iron ore prices, the Australian dollar, and the Chinese RMB exchange rates: A copula approach. *Resources Policy*, 63, 101471.
14. MORADI, M., & Ahanghari, A., & Arman, S. (2019). Co-movement and causality between Assets Market (housing and financial assets): in Iran Economy: Wavelet analysis. *JOURNAL OF APPLIED ECONOMIC STUDIES IN IRAN*, 7(28), 163-181. (In Farsi)
15. Ncube, M., Tessema, D. B., & Gurara, D. Z. (2014). Volatility and Co-movement in Commodity Prices: New Evidence. African Development Bank: Background Paper.
16. Ogunmola, O. O., Obayelu, A. E., & Akinbode, S. O. (2017). Volatility and co-movement: an analysis of food commodity prices in Nigeria. *Agricultura Tropica et Subtropica*, 50(3), 129-139.
17. Ohashi, K., & Okimoto, T. (2016). Increasing trends in the excess comovement of commodity prices. *Journal of Commodity Markets*, 1(1), 48-64.
18. Pishabar, E., Pakrooh, P., & Ghahremanzadeh, M. (2017). An Analysis Correlation between Oil Prices, Exchange Rate and Imported Inputs of Poultry Industry in Iran: Using Vine-Copula Approach, *Journal of Economics and Agricultural Development*, 31(3), 207-215. (In Farsi)
19. Pishbahar, E., Ferdosi, R., & Assadollahpour, F. (2019). Price Transmission in The Market of Chicken Meat: Autoregressive Switching Markov Models (MSAR). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 50(1), 1-17. (In Farsi)
20. Song, M., Fang, K., Zhang, J., & Wu, J. (2019). The co-movement between Chinese oil market and other main international oil markets: a DCC-MGARCH approach. *Computational Economics*, 54(4), 1303-1318.
21. Tanaka, T., & Guo, J. (2020). How does the self-sufficiency rate affect international price volatility transmissions in the wheat sector? Evidence from wheat-exporting countries. *Humanities and Social Sciences Communications*, 7(1), 1-13.
22. Yuan, X., Tang, J., Wong, W. K., & Sriboonchitta, S. (2020). Modeling co-movement among different agricultural commodity markets: A Copula-GARCH approach. *Sustainability*, 12(1), 393.