Journal of Agricultural Economics & Development

Homepage: https://jead.um.ac.ir

Full Research Paper
Vol. 36, No. 3, Fall 2022, p. 265-286

Investigating Drivers of the Price of Meat Types in Iran Using Panel-SVAR Model

R. Heydari[1]*

Received: 12-11-2021 Revised: 04-12-2021 Accepted: 13-02-2022 Available Online: 06-10-2022	**How to cite this article:** Heydari, R. (2022). Investigating Drivers of the Price of Meat Types in Iran Using Panel-SVAR Model. *Journal of Agricultural Economics & Development 36*(3): 265-286. (In Persian with English abstract) **DOI:** 10.22067/JEAD.2022.72367.1080

Introduction

Meat is one of the most important sources of animal protein and plays an important role in human nutrition. In addition, meat is one of the main commodities in the basket of Iranian households, so that it included about 20% of food costs in Iran. In recent years, fluctuations in meat prices have always been one of the main challenges of the meat market of Iran and every year the imbalance in its market reduces the welfare of consumers and causes damage to producers. In the current situation where the Iran foreign exchange resources are limited and prices of the meat market has many fluctuations, examining the price drivers of meat price in Iran from the perspective of microeconomics and especially the chain of vertical price transmission can be a good guide for policymakers and planners in adopting appropriate policies to control prices and domestic consumption of these products. The purpose of this study is to identify the drivers of the price of meat different types in Iran using the Panel-SVAR model in 30 provinces of the country during the years 2006-2019.

Materials and Methods

We use the panel SVAR methodology developed by Pedroni (2013) to analyze the implications of shocks on the price of meat types. Defining $z_{it} \equiv (y_{it}, x_{it}, s_{it}, m_{it})'$, the heterogeneous panel SVAR model can be formulated as:

$B_i z_{it} = A_i (L) z_{it-1} +$, $i = 1,\ldots,$, $t = 1, \ldots , T$ and $u_{it} \sim (0,\Sigma_i)$

Where B_i is the matrix of structural parameters, reflecting the instantaneous relations among model variables, z_{it} is the vector of endogenous variables, (L) is a polynomial of lagged coefficients for ith province. $u_{it} \equiv (u_{yit}, u_{xit}, u_{sit}, u_{mit})'$ is the vector of the structural shocks or innovations in z_{it}, the variance-covariance matrix Σ_i is diagonal. Assuming B_i be an invertible matrix, pre-multiply both sides of Equation (1) by B_i^{-1}, we get the reduced form VAR model:

$z_{it} = \Pi_i (L) z_{it}-1 + \varepsilon it$ where $\Pi_i (L) = B_i^{-1} A_i (L)$, $\varepsilon_{it} = B_i^{-1}\, uit$ and $\varepsilon_{it} \sim (0,\Omega_i)$

Moreover, the variance-covariance matrix Ωi of the reduced form error $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{yit}, \varepsilon_{xit}, \varepsilon_{sit}, \varepsilon_{mit})'$ is full rank and no diagonal. The reason is that the errors are correlated between equations, implying that the innovations are not orthogonal. Traditionally, when this happens, innovations are correlated with each other and the matrix Ωi can be orthogonal zed by structural Cholesky decompositions. This method imposes an economic structure and allows the specific ordering of the panel SVAR variables. Finally, the contemporary matrix B_i is of the following form:

$$B_i = \begin{bmatrix} b_{11i} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22i} & 0 & 0 \\ b_{31i} & b_{32i} & b_{33i} & 0 \\ b_{41i} & 0 & b_{43i} & b_{44i} \end{bmatrix}$$

1- Research Assisstant Professor, Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran

(*- Corresponding Author Email: rezaheidari3631@gmail.com)

Results and Discussion

The results of Pedroni and Cao co-integration test showed that the hypothesis of no co-integration among the variables could not be rejected. The optimal lags length for the Panel-VAR model, using the criterion of Schwartz-Bayesian, was determined as 2. The unit root test of the circle also showed that the estimated Panel-VAR model provides the stability condition. The results of Panel-VAR Granger causality test also showed that there is a direct or indirect causal relationship between all the studied variables. The results of estimating the "matrix of long-term response function in the Panel-SVAR model showed that all estimated coefficients are significant. The results of the Impulse Response Functions (IRFs) showed that the effect of shocks of the value added of the agricultural sector in the agricultural sector on meat price index, mutton price and beef price is negative and on chicken price is positive, while the shocks effect of the price index of imported inputs (corn, soybean meal and barley), livestock prices and meat prices are positive on meat price changes (chicken, sheep and beef). The maximum and minimum effect of these variables occurred between the first to the fifth period and their effect pattern is sinusoidal, afterwards shocks continue to be almost constant (or with low amplitude). This result shows that the effect of shocks of meat price stimuli in Iran is continuous and stable. The results of analysis of variance and historical decompositions also showed that the shocks related to the value added of the agricultural sector have the least effect and the shocks of the meat price variable have the greatest effect on meat price changes in Iran. The results of analysis of variance and historical analysis also showed that the shocks related to the value added variable of the agricultural sector have the least effect and the shocks of the meat price variable itself have the greatest effect on variation of meat prices in Iran. This result indicates that the impact of agricultural shocks on the meat price of is relatively weak, in contrast, the impact of shocks of the price transmission especially in the short term (beginning of periods) play a vital role.

Conclusion

In this study, impulses effect of four variables of the value added of agricultural sector, price index of imported inputs (corn, barley and soybean meal) and livestock price (live chicken, live sheep, live calf) was examined in four channels (equation) of price including meat price index (Total meat market), chicken, mutton and beef using the Panel-SVAR model in 30 provinces during the years 2006-2019. The findings of this study showed that the most important cause of price fluctuations in the Iran meat market is due to shocks to the vertical price transmission channel, especially in the short term. Therefore, preventing from price shocks in the Iran meat market will be one of the most important tools to create efficiency in the market of this product. Managing inflation expectations is a good way to reduce the price of meat in Iran. In addition, the use of appropriate protectionist policies throughout the meat production, distribution and consumption chain, such as monitoring the production, distribution and consumption stages; modify market structure instead of price control; timely provision of production inputs for producers; development of livestock inputs in the country; providing the supply of meat in the stock market; adequate and timely distribution to consumers; cash payments are offered to households and meat producers in the event of price shocks and explosions, is suggested.

Keywords: Meat price, Panel-SVAR model, The value added of agricultural sector

Journal of Agricultural Economics & Development

https://jead.um.ac.ir

مقاله پژوهشی

جلد ۳۶، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۱، ص. ۲۸۶-۲۶۵

بررسی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری پانلی (Panel-SVAR)

رضا حیدری[1]*

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۸/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۲۴

چکیده

در سال‌های اخیر، نوسانات قیمت گوشت همواره از چالش‌های اساسی بازار گوشت ایران بوده و هر ساله عدم تعادل در بازار آن باعث کاهش رفاه مصرف‌کنندگان و بروز خسارت برای تولیدکنندگان می‌شود. در شرایط کنونی که منابع ارزی کشور محدود و قیمت در بازار گوشت دارای روند افزایشی است، بررسی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران از منظر اقتصاد خرد و به ویژه زنجیره انتقال عمودی قیمت‌ها می‌توانند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذران و برنامه‌ریزان در اتخاذ سیاست‌های مناسب برای کنترل قیمت و مصرف داخلی این محصولات باشد. هدف از انجام این مطالعه شناسایی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل Panel-SVAR در ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۹۸-۱۳۸۵ است. نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل آنی نشان داد که اثر شوک‌های متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر شاخص قیمت گوشت، قیمت گوشت گوسفند و قیمت گوشت گاو منفی و روی قیمت گوشت مرغ مثبت است. در حالی‌که اثر تکانه‌های سه متغیر شاخص قیمت نهاده‌های وارداتی دام و طیور (ذرت، کنجاله سویا و جو)، قیمت دام زنده و خود قیمت گوشت روی تغییرات قیمت انواع گوشت (مرغ، گوسفند و گاو) مثبت است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی نیز نشان داد که تکانه‌های مربوط به متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی کمترین اثر و تکانه‌های خود متغیر قیمت گوشت بیشترین اثر را بر تغییرات قیمت انواع گوشت در ایران دارد. در این راستا برای مهار شوک‌های قیمتی وارد بر قیمت انواع گوشت، مدیریت انتظارات تورمی و استفاده از سیاست‌های حمایتی مناسب در کل زنجیره تولید گوشت از قبیل نظارت بر مراحل تولید و توزیع و مصرف، اصلاح ساختار بازار به جای کنترل قیمت، تأمین به موقع نهاده‌های تولید برای تولیدکنندگان، توسعه کشت نهاده‌های دامی در داخل کشور و نیز توزیع کافی و در زمان مناسب برای مصرف‌کنندگان پیشنهاد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ارزش افزوده بخش کشاورزی، قیمت گوشت، مدل Panel-SVAR

مقدمه

در بین مواد غذایی که توسط انسان مصرف می‌شود، محصولات دام و طیور به دلیل اهمیت آن در ارزش افزوده بخش کشاورزی، رشد اقتصادی کشور و ضرورت تأمین نیاز پروتئین مصرف‌کنندگان جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد ملی دارند. با توجه به ضریب رشد بالای جمعیت و نیاز روزافزون افراد جامعه به مواد پروتئینی حیوانی و نقش اساسی آن در سلامت انسان، توجه به مسائل مربوط به بازار مواد پروتئینی در کشور الزامی است. همچنین حساسیت‌های موجود در بازار مواد پروتئینی ایران موجب شده تا دولت همواره در بازار این محصولات دخالت داشته باشد (Dehghanpour and Bakhshudeh, 2017; Bahadori *et al*., 2017; Pishbahar *et al*., 2019).

گوشت یکی از مهم‌ترین منابع پروتئینی به شمار می‌آید. از لحاظ تأمین پروتئین حیوانی، گوشت نقش مهمی در تغذیه انسان داشته و همواره جزء کالاهای مهم و ضروری برای خانوارهای ایرانی است. به طوری که در اغلب سال‌ها در بین اقلام خوراکی و آشامیدنی، بیشترین سهم از کل هزینه خانوار متعلق به هزینه انواع گوشت است. بر اساس

1- استادیار پژوهشی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران

(*- نویسنده مسئول: Email: rezaheidari3631@gmail.com)

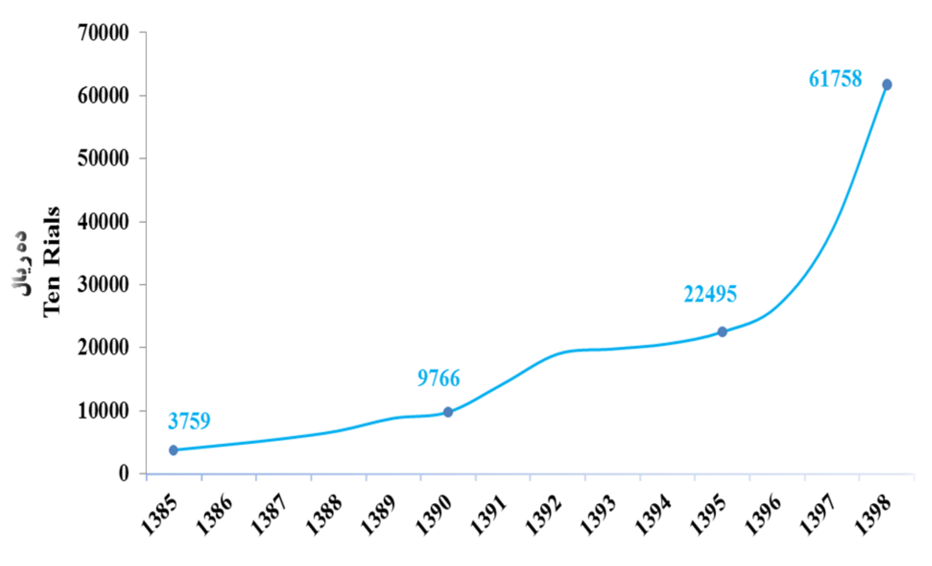
DOI: 10.22067/JEAD.2022.72367.1080

طرح آمارگیری درآمد و هزینه خانوارهای شهری و روستایی، سهم گوشت در بین هزینه‌های خوراکی خانوارهای شهری و روستایی از ۱۴ درصد در سال ۱۳۹۰ به حدود ۲۰ تا ۲۲ درصد در طی سال‌های ۹۹-۱۳۹۵ افزایش یافته است و در کنار گروه غلات و نان بیشترین هزینه خوراکی خانوار را به خود اختصاص داده است. با توجه به اهمیت گوشت در سبد مصرفی خانوارها، برای ایجاد تعادل در بازار گوشت باید با شناسایی عوامل موثر بر نوسانات قیمت آن که می‌تواند نقش مهمی در تنظیم سیاست‌گذاری‌ها داشته باشد، از نوسان‌های قیمت این محصول جلوگیری شود. بنابراین، مدل‌سازی و شناسایی عوامل ایجاد نوسان در قیمت گوشت به منظور کنترل بازار اهمیتی بسزایی دارد (Bahadori *et al*., 2017; Cheng and Cao, 2019; Fathi and Bakhshoudeh 2016; Ghahramanzadeh and Rashid Qalam, 2015; Heidari *et al*., 2019).

نوسانات قیمت مواد غذایی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه که امنیت غذایی بر فعالیت‌های اقتصادی دیگر اهمیت بیشتری دارد، منجر به پیامدهای اقتصادی زیادی می‌شود. در طی سال‌های اخیر قیمت مواد غذایی در حال افزایش بوده است. از سال ۲۰۰۷ تاکنون، قیمت مواد غذایی تجاری نوسانات چشمگیری را در سطح بین‌المللی تجربه نموده است، به طوری‌ه بازارهای مواد غذایی تغییرات ناگهانی قیمت را در این سال‌ها شاهد بوده‌اند. طی سال‌های ۲۰۰۸، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۲ قیمت مواد غذایی در مقایسه با میانگین سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۵ به طور ناگهانی افزایش و متعاقباً کاهش یافته است، تا اینکه در یک سطح نسبتاً بالا باقی ماند. افزایش سطح قیمت مواد غذایی هر دلیلی که داشته باشد، علی‌رغم اثرات بعضاً مثبتی که بر تولید می‌گذارد، می‌تواند باعث اثرات منفی از جمله کاهش سطح امنیت غذایی را نیز در پی داشته باشد (Mohammadi *et al*., 2016; Wu and Xu, 2021).

آمارهای ملی در ایران نیز نشان می‌دهد که قیمت مواد غذایی افزایش زیادی را تجربه کرده است. برای مثال نمودار تغییرات قیمت سالانه شاخص گوشت در شکل ۱ نشان می‌دهد که روند قیمت گوشت در ایران همواره صعودی می‌باشد، به گونه‌ای که میانگین قیمت گوشت از ۳۲۱۹۲ ریال در سال ۱۳۸۵ به ترتیب به ۹۷۶۵۷ ریال (۱۶۰٪)، ۲۲۴۹۴۷ ریال (۱۳۰٪) و ۶۱۷۵۷۹ ریال (۱۷۵٪) در سال‌های ۱۳۹۰، ۱۳۹۵ و ۱۳۹۸ افزایش یافته است (The Support Company of livestock and poultry in Iran. 2021, 2021).

افزایش قیمت گوشت می‌تواند تابعی از عوامل مختلفی از جمله اثرگذاری تقاضا، اثرگذاری عرضه، اثرگذاری مقدار و هزینه واردات، اثرگذاری هزینه‌های تولید، اثرگذاری تورم، اثرگذاری مقدار و قیمت عوامل تولید و ... باشد (Heidari *et al*., 2019; Rahmani, 2020).



شکل ۱- روند تغییرات شاخص قیمت گوشت در ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۵

Figure 1- The trend of changes in meat price index in Iran during the years 2006-2019

در سال‌های اخیر، بازار گوشت ایران با چالش‌های زیادی روبرو بوده است. فاصله قیمتی بین سطوح مختلف بازار گوشت (هزینه تمام شده تولید گوشت و قیمت دام زنده) و نهاده‌های آن بسیار زیاد بوده و همواره یکی از چالش‌های اساسی در بازار گوشت بوده است. نکته مهم دیگر، افزایش شدید قیمت این کالای اساسی در سال‌های اخیر است، به طوری که قیمت آن در ایران خیلی بیشتر از قیمت این

محصول در بازارهای جهانی می‌باشد. در واقع افزایش قیمت انواع گوشت ناشی از افزایش قیمت نهاده‌های دامی از جمله علوفه و انواع خوراک دام وارداتی، داروهای دامی، بالابودن هزینه‌های بسته‌بندی، حمل و نقل، معضل مربوط به یارانه نهاده‌های دامی و نیروی کار بوده است. از طرف دیگر ساختار بازار گوشت در دست دالان و حلقه‌های واسط است و به دلیل ساختار معیوب سیستم توزیع، نهاده‌های تولید به موقع و با قیمت مناسب به دست تولیدکنندگان نمی‌رسد. همه این عوامل خسارت جبران‌ناپذیری را در طی سال‌های متمادی به تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان وارد کرده و باعث کاهش مطلوبیت مصرف‌کنندگان و ریسکی بودن فعالیت تولید گوشت شده است. باید اذعان داشت که در چنین شرایطی بخش زیادی از اقشار آسیب‌پذیر با توجه به قیمت بالای انواع گوشت، مقدار مصرف‌شان را از این کالا کم و اقدام به جایگزینی سایر کالاها به جای آن نموده‌اند، که این موضوع از نظر ارزش غذایی در روند رشد آنان مشکلاتی را داشته است و به دنبال آن کیفیت زندگی افراد جامعه کاهش می‌یابد (Arndt *et al*., 2016; Cornia *et al*., 2016; Karbasi and Zandi Darreh Gharibi, 2016; Pishbahar *et al*., 2015; Rahmani, 2020). یکی از نتایج مهم وجود چنین چالش‌هایی در بازار گوشت ایران، انتقال نامتقارن قیمت در سطوح مختلف آن و بروز خسارت برای تولیدکنندگان و مصرف کنندگان است. به همین دلیل بسیاری از پژوهشگران سعی می‌کنند تا علل و راه حل‌های افزایش قیمت مواد غذایی را به صورت تجربی مورد بررسی قرار دهند. تقریباً همه این مطالعات صرفاً بر عوامل اقتصاد کلان متمرکز شده‌اند. در حالی که عوامل کلان اقتصادی برای دولت در جهت اتخاذ سیاست‌های داخلی برای کنترل تورم مفید نیستند. قابل تامل است که در مطالعات انجام شده، محرک‌های قیمت مواد غذایی از منظر اقتصاد خرد و به ویژه زنجیره انتقال عمودی قیمت‌ها به ندرت مورد توجه قرار گرفته است. همچنین مروری بر پژوهش‌های تجربی انجام شده در زمینه انتقال عمودی قیمت نشان می‌دهد که انتقال قیمت بین سطوح مختلف بازار نامتقارن است. از این‌رو، لازم است مدل‌هایی به کار گرفته شود که توانایی بررسی شوک‌های وارد بر قیمت مواد غذایی (از جمله گوشت) در فرآیند انتقال قیمت را داشته باشد (Furceri *et al*., 2016; Wu and Xu, 2021; Zingbagba *et al*., 2020). با توجه به وجود فاصله قیمتی زیاد بین سطوح مختلف بازار گوشت، افزایش شدید قیمت گوشت به دلیل بالا بودن هزینه‌های تولید بخصوص قیمت بالای نهاده‌های تولید، حضور فعال واسطه‌گردان در بازار گوشت و نهاده‌های آن و نیز ساختار معیوب سیستم توزیع نهاده‌ها که همگی باعث انتقال قیمت نامتقارن بازار گوشت می‌شود، این مطالعه در تلاش است که بر خلاف سایر مطالعات، عوامل ایجاد انتقال قیمت نامتقارن عمودی در بازار گوشت ایران را با بهره‌گیری از مزیت مدل‌های مبتنی بر داده‌های پانلی (Panel-SVAR) مورد بررسی قرار دهد.

در زمینه بازار انواع گوشت و نیز استفاده از مدل‌های پانلی VAR در بخش کشاورزی مطالعات گوناگونی در داخل و خارج انجام گرفته است که به برخی از آنها اشاره می‌شود. حکمت‌نیا و همکاران (Hekmatonia *et al*., 2021) در مطالعه خود عوامل مؤثر بر تجارت آب مجازی محصولات کشاورزی ایران را با بکارگیری مدل Panel-VAR و داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که قیمت نسبی صادراتی بیشترین تأثیر را بر صادرات آب مجازی و قیمت‌های نسبی وارداتی و درآمد داخلی بیشترین تأثیر را بر واردات آب مجازی محصولات کشاورزی ایران دارد. در مطالعه‌ای دیگر، کیقبادی ثانی و قاسمی (Keyghobadi Sani and Ghasemi, 2019) آثار مستقیم و غیرمستقیم تکانه‌های نفتی بر قیمت محصولات منتخب کشاورزی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت را با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۶ با بکارگیری مدل Panel-SVAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که تکانه‌های نفتی علاوه بر اثر مستقیم، به طور غیر مستقیم و از طریق شوک‌های تقاضای کل، ارزی و پولی، قیمت محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مطالعه سردار شهرکی و همکاران (Sardar Shahraki *et al*., 2019)، رابطه بین شوک‌های قیمتی نهاده‌های تولید پنبه و قیمت پنبه در ۱۲ استان ایران در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ با استفاده از مدل Panel-VAR مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که شوک‌های قیمتی بذر، نیروی کار، آفت‌کش و آب بر قیمت پنبه تأثیر مثبت گذاشته در حالی که اثر شوک‌های قیمتی زمین و کود روی قیمت پنبه منفی بوده است. پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar *et al*., 2019) در مطالعه خود به بررسی انتقال قیمت گوشت مرغ با استفاده از مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیو در دوره ۹۱-۱۳۸۶ پرداختند و نتایج مطالعه آنها نشان داد که انتقال قیمت نامتقارن بوده و افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت مرغ نسبت به کاهش قیمت نهاده‌ها سریع‌تر به قیمت گوشت مرغ منتقل می‌شود. در مطالعه عطایی سلوط و محمدی (Ataei Solut and Mohammadi, 2018) کشش قیمتی گوشت قرمز و سفید با استفاده از تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل در استان مازندران طی سال‌های ۹۰-۱۳۶۷ نشان داد که نمی‌توان انتظار داشت که تغییر در قیمت یک نوع گوشت، تقاضای سایر گوشت‌ها را دچار تغییر چشمگیر کند. در مطالعه دیگری، نبی‌زاده و همکاران (Nabi zadeh *et al*., 2016) تاثیر هدفمندی یارانه‌ها بر الگوی انتقال قیمت در بازار گوشت گوسفند ایران را با استفاده از مدل تصحیح خطا برای داده‌های هفتگی از تیرماه ۱۳۸۸ تا آبان‌ماه ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که هدفمندی یارانه‌ها موجب انتقال نامتقارن قیمت در بازار گوشت گوسفند شده است. در پژوهش قهرمان‌زاده و همکاران

(Ghahremanzadeh *et al*., 2015)، انتقال عمودی قیمت و تعدیلات غیر خطی قیمت‌ها در بازار گوشت گوساله با استفاده از مدل TVECM در استان آذربایجان شرقی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه آنها نشان داد که خرده‌فروشان سریع‌تر از دامداران قیمت را در اثر افزایش قیمت دیگری بالا می‌برند، در حالی که دامداران هنگام کاهش قیمت در یک سمت بازار سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند.

مائو و همکاران (Mao *et al*., 2021) در مطالعه خود، واکنش کیفیت محصولات صادراتی چین به شوک‌های نرخ حقیقی ارز را با بهره‌گیری از مدل Panel-SVAR و با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۲ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش ارزش نرخ حقیقی ارز به طور متوسط، کیفیت صادرات محصولات کشاورزی چین را در مقایسه با صادرات افزایش می‌دهد. در مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021)، اثرات شوک‌های ناشی از ارزش تولید محصولات کشاورزی، قیمت نهاده‌های تولید و قیمت تولید (سرمزرعه) روی قیمت مواد غذایی با استفاده از داده‌های فصلی پانلی در ۲۶ استان چین در دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۴ با استفاده از مدل Panel-SVAR مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تاثیر شوک‌های تولیدات کشاورزی بر قیمت مواد غذایی نسبتاً ضعیف است. در حالی که، شوک‌های وارده از طریق کانال عمودی انتقال قیمت نقش حیاتی ایفا می‌کنند. در تحقیق ایمای و همکاران (Imai *et al*., 2021)، اثر کووید-۱۹ بر قیمت محصولات کشاورزی برنج، پیاز، سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی در ۱۷ ایالت هند از ژوئیه ۲۰۱۹ تا ژوئن ۲۰۲۰ با استفاده از مدل Panel VAR مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد که کووید-۱۹ اثرات کوتاه‌مدت روی قیمت محصولات کشاورزی داشته است. در مطالعه‌ای دیگر، هائو و همکاران (Haoa *et al*., 2017) ارتباط میان بازار گاز اتانول ایالات متحده و قیمت ذرت در کشورهای در حال توسعه را با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۶ با رویکرد Panel-SVAR مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اثر بازار اتانول ایالات متحده بر قیمت ذرت در کشورهای در حال توسعه ناهمگن بوده و کشورهای ساحلی بیشتر مستعد شوک‌های اقتصادی ایالات متحده هستند. رزیتیز (Rezitisa, 2015) در تحقیق خود با استفاده از مدل Panel-VAR به بررسی رابطه بین قیمت نفت خام، نرخ ارز دلار آمریکا و قیمت کالاهای کشاورزی پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان داد واکنش قیمت کالاهای کشاورزی به شوک‌های قیمت نفت مثبت است، در حالی که واکنش آن به قیمت دلار آمریکا منفی است. لینگ-وانگ و مک‌فیل (Wang and McPhail, 2014) نیز در مطالعه خود اثر اثرات شوک‌های انرژی را بر رشد بهره‌وری کشاورزی و قیمت کالاهای کشاورزی با استفاده از مدل ساختاری VAR در دوره ۲۰۱۱-۱۹۴۸ در ایالات متحده مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که شوک قیمت انرژی تأثیر منفی کوتاه‌مدت (یکساله) بر رشد بهره‌وری داشته و در حدود ۱۰ درصد از نوسانات قیمت کالاهای کشاورزی ایالات متحده را توضیح می‌دهد.

بررسی ادبیات پژوهشی در زمینه موضوعات مربوط به قیمت گوشت در ایران نشان می‌دهد که مطالعات بسیاری صورت گرفته است که از جمله آنها می‌توان به «ساختار بازار گوشت» (Rahmani, 2020)، «انتقال قیمت افقی» (Pishbahar *et al*., 2021)، «آثار رفاهی ناشی از تغییر قیمت گوشت» (Dehghanpour and Bakhshudeh, 2017; Karbasi and Zandi Darreh Gharibi, 2016)، «اثر سیاست حذف یارانه انرژی در بازار گوشت» (Fathi and Bakhshoudeh, 2016)، «حباب قیمت در بازار گوشت» (Mohammadi *et al*., 2016)، «سرریز نوسانات قیمت گوشت» (Kavusi Kalashmi and Khaliq Khayavi, 2015)، «پیش‌بینی قیمت گوشت» (Bahadori *et al*., 2017; Ghahremanzadeh *et al*., 2015)، «اثر سیاست تعرفه‌ای بر قیمت گوشت» (Yazdanshenas *et al*., 2009) و ... اشاره کرد. بنابراین بررسی پیشینه مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که مطالعات اندکی در زمینه اثر شوک‌های قیمت محصولات کشاورزی از طریق کانال عمودی انتقال قیمت انجام شده است و بیشتر مطالعات انجام شده از منظر اقتصاد کلان به این موضوع پرداخته‌اند. علاوه بر این، اما به نظر می‌رسد تاکنون مطالعه‌ای در زمینه بررسی شوک‌های وارده بر قیمت انواع گوشت با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری پانلی (Panel-SVAR) در ایران و از منظر اقتصاد خرد انجام نشده باشد.

در این تحقیق سوالات اصلی این است که محرک‌های ایجاد شوک‌های وارده بر قیمت در بازار گوشت ایران کدامند؟ و کدام شوک‌ها بیشترین سهم را دارند؟ در شرایط کنونی که منابع ارزی کشور محدود و بازار گوشت دارای نوسانات زیادی است، این سوالات از آنجا مهم است که به طور مستقیم با سیاست‌های اقتصاد کلان در زمینه کاهش تورم ارتباط دارد و می‌توان از طریق دیدگاه اقتصاد خرد، فرایند تنظیم سیاست‌گذاری را بهبود بخشید. همچنین بررسی شوک‌های وارده بر قیمت انواع گوشت در فرآیند انتقال قیمت می‌تواند راهنمای مناسبی برای دستگاه‌ها و سازمان‌های اجرایی در اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت کنترل قیمت و مصرف داخلی این محصولات باشد و سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان را جهت ارزیابی سیاست‌های گذشته و برنامه‌ریزی دقیق برای ایجاد شرایط مطلوب در حال و آینده را فراهم نماید. برای پاسخ به سوالات فوق در این مطالعه عوامل سمت عرضه و کانال‌های عمودی انتقال قیمت برای شناسایی پیوندهای علی بین متغیرهای هدف مورد توجه قرار می‌گیرد. همچنین سری زمانی داده‌های پانلی استانی با استفاده از تجزیه و تحلیل SVAR برای بررسی روابط لحظه‌ای و پویای بین متغیرهای مدل به کار گرفته می‌شود. بدین منظور برای بررسی محرک‌های

قیمت انواع گوشت ایران در فرآیند انتقال قیمت عمودی، یک مدل Panel-SVAR به کار گرفته می‌شود.

مواد و روش‌ها

محرک‌های تغییر قیمت مواد غذایی عمدتاً شامل دو مکانیسم است. در مکانیسم اول قیمت‌ها از طریق کانال‌های عمودی انتقال قیمت و همراه با زنجیره تأمین تغییر می‌کنند. یعنی ابتدا تغییرات قیمت نهاده‌های تولید به قیمت تولید محصولات منتقل شده و سپس این تغییرات به قیمت مواد غذایی انتقال می‌یابد. در مکانیسم دوم، بر اساس اصول اساسی اقتصادی، مجموع تولیدات بخش کشاورزی موجب افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود.

در این مطالعه برای تجزیه و تحلیل شوک‌های وارده بر قیمت انواع گوشت در ایران از مدل Panel-SVAR توسعه یافته توسط پدرونی (Pedroni, 2013) استفاده می‌شود. روش‌های استاندارد به کار گرفته شده در داده‌های پانل نمی‌توانند پویایی‌های ناهمگن را در بین افراد پانل (استان‌ها) در نظر بگیرند و این مسئله می‌تواند منجر به تخمین‌ها و استنباط‌های ناسازگار شود (Pesaran and Smith, 1995). علاوه بر این، این روش‌ها معمولاً این موضوع که افراد پانل (استان‌ها) ممکن است به صورت مقطعی (یعنی وابستگی مقطعی) از طریق شوک‌های رایج بیرونی با هم مرتبط باشند را نادیده می‌گیرند. رویکرد پدرونی (Pedroni, 2013) امکان ایجاد ناهمگنی کامل در پاسخ‌های پویا بین اعضای پانل را فراهم نموده و در عین حال، وابستگی مقطعی را به دلیل شوک‌هایی که در بین اعضای پانل وجود دارد، در نظر می‌گیرد. استراتژی مدل‌سازی Panel-SVAR در سال‌های اخیر به طور فزاینده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است (Ha et al., 2019; Montiel and Pedroni, 2019; Roch, 2019).

فرض کنید که ارتباط میان متغیرهای مورد مطالعه به صورت رابطه (۱) باشد:

$$Z_{it} \equiv (LY_{it}, LX_{it}, LS_{it}, LM_{it})' \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، LY لگاریتم ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، LX لگاریتم قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی (ذرت، کنجاله سویا و جو)، LS لگاریتم قیمت حقیقی دام زنده (مرغ زنده/گوسفند زنده/گوساله زنده/شاخص قیمت دام زنده) و LM قیمت حقیقی گوشت (گوشت مرغ/گوشت گوسفند/گوشت گاو/شاخص قیمت گوشت) است. بر اساس معادله (۲) می‌توان مدل Panel-SVAR را به صورت رابطه (۳) تعریف نمود.

$$B_i z_{it} = A_i (L) z_{it-1} + u_{it} \ , i = 1,\dots,N, t = 1, \dots, T \ \& \ uit \sim (0,\Sigma_i) \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، B_i ماتریس پارامترهای ساختاری و منعکس‌کننده رابطه کوتاه‌مدت (آنی) میان متغیرهای مدل، z_{it} بردار متغیرهای مدل، $A_i (L)$ یک چندجمله‌ای شامل ضرایب با وقفه برای iامین استان، $u_{it} \equiv (u_{yit}, u_{xit}, u_{sit}, u_{mit})'$ بردار شوک‌های ساختاری یا نوفه سفید در z_{it} و Σ_i ماتریس واریانس کواریانس قطری است. این مدل با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای[1]، تجزیه واریانس[2] و تجزیه تاریخی[3] برای بررسی اثرات همزمان و وقفه‌دار شوک‌ها روی متغیرها، مورد استفاده و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

با این فرض که B_i یک ماتریس معکوس‌پذیر باشد، با ضرب طرفین معادله (۱) در B_i^{-1}، فرم خلاصه شده مدل VAR به صورت رابطه (۳) به دست می‌آید.

$$z_{it} = \Pi_i (L) z_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \text{where } \Pi_i (L) = B_i^{-1}(L),\ \varepsilon_{it} = B_i^{-1}\, uit \text{ and } \varepsilon_{it} \sim (0,\Omega_i) \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، ماتریس واریانس-کواریانس Ω_i فرم کاهش یافته از اجزای اخلال $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{yit}, \varepsilon_{xit}, \varepsilon_{sit}, \varepsilon_{mit})'$، دارای رتبه کامل و غیر محدب است. دلیل آن این است که اجزای اخلال معادلات با یکدیگر همبستگی دارند؛ بدین معنی که نوفه‌های سفید (اجزای اخلال) با یکدیگر متعامد[4] نیستند. بنابراین هنگامی که اجزای اخلال معادلات با یکدیگر همبستگی دارند، با استفاده از روش «تجزیه چولسکی ساختاری»[5] می‌توان ماتریس Ω_i را متعامد کرد (یک ماتریس متعامد، ماتریس مربعی است که درایه‌های آن اعداد حقیقی بوده و سطرها و ستون‌های آن بردارهای یکه متعامد باشند. به بیان دیگر، یک ماتریس متعامد است، اگر ترانهاده و وارون آن با هم برابر باشد). روش چالسکی یک ساختار اقتصادی بر مدل تحمیل نموده و این امکان را فراهم می‌کند که متغیرهای به کار برده شده در Panel-SVAR به ترتیب خاصی قرار گیرند. به بیان دیگر متغیر علت‌العلل در اولویت اول قرار می‌گیرد. بنابراین، زمانی که در ماتریس اجزای اخلال متعامد، نوفه‌های سفید با یکدیگر همبستگی نداشته باشند، می‌توان توابع واکنش ضربه‌ای، تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی را محاسبه نمود. لازم به یادآوری است که محدودیت‌های اعمال‌شده توسط تجزیه چولسکی، ذهنی و دلخواه است. در این رویکرد، فرض می‌شود که ماتریس B_i یک ماتریس پایین مثلثی است. به همین دلیل، هنگامی که ترتیب متغیرها در بردار حاوی متغیرها (z_{it}) تغییر می‌کند، پیامدهای رابطه علیت بین متغیرها کاملاً متفاوت می‌شود. برای جلوگیری از چنین شرایطی، در این مطالعه برای تشخیص ترتیب متغیرها از اصول اقتصادی حاکم بر شرایط بخش کشاورزی استفاده می‌شود. بنابراین با توجه به روش چالسکی و اصول اقتصادی حاکم بر متغیرها، ماتریس B_i در رابطه (۲) را می‌توان به شکل رابطه (۴) در نظر گرفت.

1- Impulse Response Functions (IRFs)
2- Variance Decompositions (VDs)
3- Historical Decompositions (HDs)
4- Orthogonal matrix
5- Structural Cholesky Decompositions

$$B_i = \begin{bmatrix} b_{11i} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22i} & 0 & 0 \\ b_{31i} & b_{32i} & b_{33i} & 0 \\ b_{41i} & 0 & b_{43i} & b_{44i} \end{bmatrix} \quad (۵$$

در ماتریس B_i در مرحله اول تمرکز مطالعه روی درایه‌های غیر صفر یعنی b_{31i}، b_{32i}، b_{41i} و b_{43i} است. از آنجا که فعالیت تولیدی در بخش کشاورزی یک فرآیند متوالی است، بنابراین می‌توان نشان داد که تولیدات کشاورزی هم بر قیمت تولید محصولات کشاورزی (قیمت سر مزرعه) و هم بر قیمت مواد غذایی تأثیر می‌گذارد. به عنوان مثال، در زمینه تولید انواع گوشت می‌توان نشان داد که فعالیت پرورش دام و طیور بر قیمت دام زنده و قیمت گوشت تأثیرگذار است. بنابراین منطقی است که b_{31i} و b_{41i} غیر صفر باشند. با استدلال مشابه قیمت نهاده‌های تولید می‌تواند قیمت تولید محصولات کشاورزی (قیمت سر مزرعه) را تحت تأثیر قرار دهد. برای مثال، قیمت نهاده‌های وارداتی می‌تواند قیمت دام زنده را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین درایه $b_{32i} \neq 0$ غیر صفر است. همچنین، قیمت تولید در بالادست زنجیره تولید مواد غذایی قرار دارد، در واقع می‌توان آن را به عنوان هزینه پردازش مواد غذایی در نظر گرفت. با همین استدلال، قیمت دام زنده جزئی از هزینه تولید گوشت است، بنابراین می‌توان انتظار داشت که $b_{43i} \neq 0$.

در مرحله دوم، تمرکز این مطالعه روی محدودیت‌های وارد شده بر ماتریس B_i یا درایه‌های صفر است. بدیهی است که «مدل تار عنکبوتی» برای تجزیه و تحلیل بازارهای تولیدات کشاورزی بسیار مفید و واقع‌بین است. مدل تار عنکبوتی بیان می‌کند که میزان تولیدات کشاورزی در سال‌های آتی به وسیله قیمت‌های تولید در سال‌های قبل تعیین می‌شود (معمولاً با یک وقفه)، برای مثال، میزان تولید گوشت در سال جاری تابعی از قیمت دام زنده در سال گذشته است. بر این اساس، می‌توان انتظار داشت که محدودیت‌های $b_{12i}=b_{13i}=b_{14i}=0$ بر ماتریس B_i برقرار باشد. زنجیره تولید محصولات کشاورزی نشان می‌دهد که برای رشد محصولات کشاورزی ابتدا به نهاده‌های تولید نیاز است، سپس محصولات تولید شده با قیمت تولید فروخته می‌شوند و در نهایت، محصولات کشاورزی در فرآیند تهیه مواد غذایی به کار رفته و محصول نهایی با قیمت غذا فروخته می‌شود. برای نمونه، با مصرف نهاده‌های دام و طیور، دام زنده پرورش یافته و پس از طی فرآیند کشتارگاه، گوشت تولید می‌شود. این فرآیند را نمی‌توان معکوس کرد، در نتیجه تولیدات کشاورزی، قیمت تولید و قیمت مواد غذایی نمی‌تواند به صورت آنی بر قیمت نهاده‌های تولید تأثیر بگذارد. بنابراین فعالیت تولید گوشت، قیمت دام زنده و قیمت گوشت نمی‌تواند به صورت آنی قیمت نهاده‌های دام و طیور را تحت تاثیر قرار دهد. لذا می‌توان محدودیت $b_{21i}= b_{23i}=b_{24i}= 0$ را بر ماتریس B_i پذیرفت. به طور مشابه، قیمت مواد غذایی نمی‌تواند قیمت تولید را به صورت آنی تحت تاثیر قرار دهد. مثلاً قیمت انواع گوشت نمی‌تواند به صورت آنی قیمت دام زنده را تحت تأثیر قرار دهد. زیرا مرحله تولید مواد غذایی از جمله گوشت، آخرین مرحله از زنجیره تولید مواد غذایی است. بنابراین می‌توان محدودیت $b_{34i} = 0$ را بر ماتریس B_i تحمیل نمود. با توجه به این که نهاده‌های تولید مستقیماً با تولید مواد غذایی ارتباط ندارند، تأثیر لحظه‌ای و آنی قیمت نهاده‌های تولید بر قیمت مواد غذایی ناچیز است. برای مثال، تأثیر قیمت نهاده‌های دام و طیور به صورت لحظه‌ای بر قیمت انواع گوشت ناچیز است، یعنی $b_{42i} = 0$. در مجموع محدودیت‌های اعمال شده بر ماتریس B_i منطقی و واقعی به نظر می‌رسند. مشابه مدل SVAR سری زمانی، پارامترهای مدل SVAR پانلی را نمی‌توان بدون اعمال محدودیت‌های شناسایی مستقیماً تخمین زد. برای برآورد مدل ساختاری، ابتدا باید مدل کاهش‌یافته را برآورد کرده و سپس پارامترهای ساختاری را برآورد کرد (Wu and Xu, 2021).

در این مطالعه با توجه به رابطه (۱)، بررسی اثر شوک‌های موثر بر قیمت انواع گوشت در ایران در قالب چهار بردار به شرح زیر انجام می‌شود. در واقع هر یک از متغیرهای معادله (۵) جایگزین متغیر Z_{it} در معادله (۱) می‌شود.

معادله انواع گوشت (کل بازار گوشت)

$$Meat_{it} = (LY_{it}, LX_{it}, LS_{it}^{meat}, LM_{it}^{meat})'$$

معادله گوشت مرغ

$$Chicken_{it} = (LY_{it}, LX_{it}, LS_{it}^{chicken}, LM_{it}^{chicken})' \quad (۵$$

معادله گوشت گوسفند

$$Mutton_{it} = (LY_{it}, LX_{it}, LS_{it}^{mutton}, LM_{it}^{mutton})'$$

معادله گوشت گاو

$$Beef_{it} = (LY_{it}, LX_{it}, LS_{it}^{beef}, LM_{it}^{beef})$$

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، از شرکت پشتیبانی امور دام کشور (The Support Company of livestock and poultry in Iran, 2021) و آمارنامه‌های کشاورزی (Agricultural Statistics, 2020) طی سال‌های ۹۸–۱۳۸۵ از ۳۰ استان کشور جمع‌آوری شده است. به دلیل نبود آمار و داده‌های مورد نیاز در استان البرز، دو استان البرز و تهران به عنوان یک استان در نظر گرفته شده است. برای داده‌های گم‌شده در تعدادی از استان‌ها در برخی از سال‌ها، قیمت داخلی یا میانگین کشوری در نظر گرفته شد. بر اساس مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021)، متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به شرح زیر است:

– ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی: برای محاسبه این متغیر، ارزش افزوده بخش کشاورزی بر شاخص قیمت تولیدکننده (۱۰۰=۱۳۹۰) (گروه تولیدات کشاورزی) تقسیم شد.

– شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی: از آنجا که در سال‌های اخیر، نهاده‌های وارداتی از قبیل ذرت، کنجاله سویا و جو نقش بارزی

در تغذیه دام و طیور دارد، در این مطالعه برای در نظر گرفتن قیمت نهاده‌های تولید انواع گوشت، از معیار «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» استفاده شد. برای محاسبه این معیار، در ابتدا قیمت حقیقی ذرت، کنجاله سویا و جو با استفاده از شاخص قیمت تولیدکننده (گروه تولیدات کشاورزی) بر سال پایه ۱۳۹۰ محاسبه شد. در مرحله بعد نیز با استفاده از فرمول (۶) شاخص قیمت تجمعی نهاده‌های وارداتی بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ محاسبه و بر اساس این شاخص، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی محاسبه شد.

$$\text{شاخص قیمت تجمعی} = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_i^{(t)}}{\sum_{i=1}^{n} P_i^{(0)}} \times 100 \quad t = 0, 1, 2, \ldots \;\&\; i = \text{item } (1, 2, \ldots, n) \qquad (۶)$$

در رابطه (۱)، t دوره زمانی، n تعداد استان‌ها، $\sum_{i=1}^{n} P_i^{(t)}$ مجموع قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی ذرت، کنجاله سویا و جو در سال tام و استان iام، $\sum_{i=1}^{n} P_i^{(0)}$ مجموع قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی ذرت، کنجاله سویا و جو در سال پایه (۱۳۹۰) و در استان iام است.

– قیمت حقیقی دام زنده: برای محاسبه این متغیر در ابتدا قیمت اسمی مرغ زنده، گوسفند زنده و گوساله زنده (به عنوان قیمت تولیدکننده) بر شاخص قیمت تولیدکننده (گروه حیوانات پرورشی) بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰ تقسیم شد. برای کل بازار گوشت ایران، متغیر «شاخص حقیقی دام زنده» با استفاده از فرمول (۱) (شاخص تجمعی قیمت برای قیمت واقعی مرغ زنده، گوسفند زنده و گوساله زنده) محاسبه شد.

– قیمت حقیقی گوشت: برای محاسبه این متغیر، ابتدا قیمت اسمی گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو (به عنوان قیمت مصرف‌کننده) بر شاخص قیمت مصرف‌کننده بر مبنای سال پایه ۱۳۹۰ و به تفکیک استانی تقسیم شد. برای کل بازار گوشت ایران، متغیر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» با استفاده از فرمول (۶) (شاخص تجمعی قیمت برای قیمت حقیقی گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو) محاسبه شد.

نتایج و بحث

همان‌طور که بیان شد هدف از این مطالعه، بررسی اثر شوک‌های موثر بر قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از الگوی Panel-SVAR است. در این مطالعه، تلاش می‌شود تا اثر شوک‌های نرخ رشد واقعی ارزش افزوده بخش کشاورزی، نرخ نرخ رشد واقعی قیمت دام زنده، نرخ رشد واقعی قیمت گوشت و نرخ رشد قیمت نهاده‌های وارداتی دام و طیور بر نرخ رشد واقعی قیمت انواع گوشت در ایران مورد بررسی قرار گیرد.

۱- آزمون ریشه واحد

آزمون‌های بررسی ریشه واحد برای داده‌های پانلی در این مطالعه شامل «بریتونگ»، «لوین، لین و چو»، «ایم، پسران و شین»، «دیکی فولر تعمیم‌یافته–فیشر» و «پی.پی–فیشر» است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای بررسی ایستایی متغیرهای مدل

Table 1- Results of panel unit root tests to investigate stationarity of these variables of model variables

متغیر Variable	Levin,L & chu	Breitung (t-stat)	Im,S&P	ADF(χ^2)	PP(χ^2)	Levin,L &chu	Breitung (t-stat)	Im,S&P	ADF(χ^2)	PP(χ^2)
	مقادیر بحرانی آزمون و سطح معنی‌داری در سطح داده‌ها Critical test values and significance level at the data level					مقادیر بحرانی آزمون و سطح معنی‌داری در تفاضل مرتبه اول Critical test values and significance level in first order difference				
LY_{it}	-	-	-	-	306.1*	306.1*	306.1*	306.1*	306.1*	-
LX_{it}	-	-	-	-	90.5*	90.5*	90.5*	90.5*	90.5*	-
LS_{it}^{meat}	-	-	-	-	164.8*	164.8*	164.8*	164.8*	164.8*	-
LM_{it}^{meat}	-7.2*	5.9*	-3.3*	104.3*	7.2	7.2	7.2	7.2	7.2	122*
$LS_{it}^{chicken}$	-	-	-	-	185.6*	185.6*	185.6*	185.6*	185.6*	-
LS_{it}^{mutton}	-	-	-	-	136.9*	136.9*	136.9*	136.9*	136.9*	-
LS_{it}^{beef}	-	-	-	-	273.4*	273.4*	273.4*	273.4*	273.4*	-
$LM_{it}^{chicken}$	-	-	-	-	211.2*	211.2*	211.2*	211.2*	211.2*	-
LM_{it}^{mutton}	-14.7*	-1.3	-7.9*	161.8*	15.3	15.3	15.3	15.3	15.3	199*
LM_{it}^{beef}	-7.7*	2.6	-4.5*	121.4*	21.4	21.4	21.4	21.4	21.4	156*

ماخذ: یافته‌های پژوهش / * معنی‌داری در سطح یک درصد

Source: Research findings / * Significance at the level of 1%

جدول ۲- آزمون هم انباشتگی پدرونی و کائو برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو

Table 2- Pateroni and Kao cointegration test for four equations of meat types, chicken meat, mutton and beef

نوع آزمون هم انباشتگی **Cointegration test type**		گوشت گاو **Beef**	گوشت گوسفند **Mutton**	گوشت مرغ **Chicken meat**	انواع گوشت **Meat types**
آزمون پدرونی- ضرایب AR مشترک Pedroni-common AR coefficients	Panel v-Statistic	-5.02	-5.29	-1.96	-5
	Panel rho-Statistic	1.82	1.8	1.98	1.78
	Panel PP-Statistic	-15.33*	-14.19*	-10.63*	-14.72*
	Panel ADF-Statistic	-11.19*	-11.43*	-9.57*	-10.84*
آزمون پدرونی- ضرایب AR انفرادی Pedroni- individual AR coefficients	Group rho-Statistic	4.18	4.07	3.76	4.06
	Group PP-Statistic	-22.03*	-19.56*	-13.05*	-22.36*
	Group ADF-Statistic	-10.29*	-11.17*	-10.23*	-10.38*
آزمون هم‌انباشتگی کائو Kao cointegration test		-9.67*	-15.49*	-13.21*	-16.71*

ماخذ: یافته‌های پژوهش / * معنی‌داری در سطح یک درصد

Source: Research findings / * Significance at the level of 1%

نتـایج حاصـل از آزمون‌هـای ریشـه واحـد نشـان می‌دهـد کـه متغیرهای «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت»، «لگاریتم قیمـت حقیقـی گوشت گوسفند» و «لگاریتم قیمت حقیقـی گوشـت گـاو» در سـطح نامانا بوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین، لازم است که با یکبار تفاضل‌گیری از آنها در تخمین‌ها مـورد اسـتفاده قـرار گیرنـد. سایر متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه نیز در سطح مانا می‌باشند.

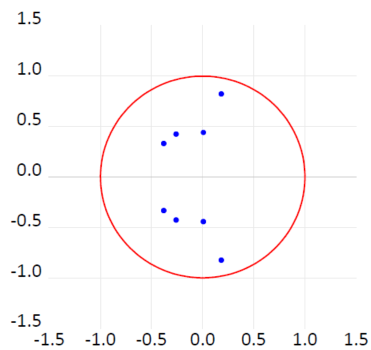
۲- آزمون هم‌انباشتگی

در جدول ۲ آزمون هم انباشتگی پدرونی و کائو برای معادله انواع گوشت، معادله گوشت مرغ، معادله گوشت گوسـفند و معادلـه گوشـت گاو با فرض وجود روند و عرض از مبدا معین آمده است.

نتایج ایـن دو آزمـون در مجمـوع نمی‌توانـد فرضیـه عـدم وجـود هم‌انباشتگی در میان چهار معادله فوق را رد کنـد. بنـابراین، می‌تـوان اثرات بلندمدت شوک‌های ناشـی از ارزش افـزوده، قیمـت نهاده‌هـا و قیمت دام زنده روی قیمـت انـواع گوشـت در مـدل Panel-VAR را مورد بررسی قرار داد.

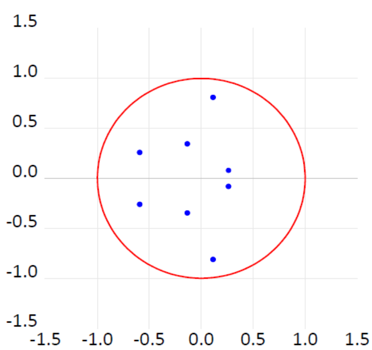
۳- تعیین وقفه بهینه و آزمون ریشه واحد دایره در الگـوی Panel-VAR

بعد از تشخیص مانایی متغیرهای مدل، اولین مسئله در مـدل‌های خودرگرسیون برداری پانلی، تعیین طول وقفه بهینه است. از آنجا کـه معیار شوارتز-بیزین از اصل صرفه‌جویی پیـروی می‌کنـد و بیشـترین اهمیت را به کاهش پارامترها یا ساده‌سازی معادلات (در برابر بـرازش بهتر) انجام می‌دهد؛ از این‌رو، با استفاده از معیار شوارتز-بیزین وقفـه دو به عنوان وقفه بهینه بـرای مـدل‌های مربـوط بـه معـادلات انـواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشـت گـاو انتخـاب شـد. در مرحله بعد، برای تامین شرط پایداری مدل Panel-VAR و اطمینـان از کاذب نبودن رگرسیون، آزمون ریشه واحد استفاده شد که نتـایج آن در شکل ۲ آمده است. شـکل ۲ نشـان می‌دهـد کـه معکـوس همـه ریشه‌های مشخصه داخل دایره واحد قـرار می‌گیرنـد و مـدل Panel-VAR تخمینی برای معادلات انـواع گوشـت، گوشـت مـرغ، گوشـت گوسفند و گوشت گاو شرط پایداری را تأمین می‌کند.



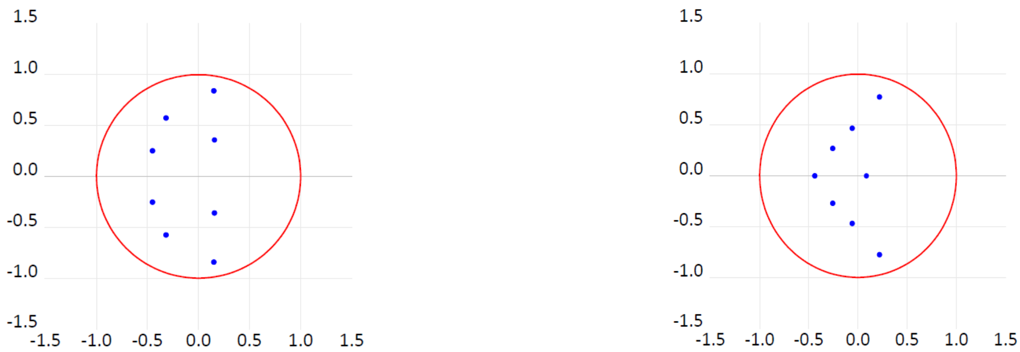
الف): آزمون ریشه واحد دایره برای معادله انواع گوشت

a) Circle unit root test for meat types equation



ب) آزمون ریشه واحد دایره برای معادله گوشت مرغ

b) Circle unit root test for chicken meat equation



ج) آزمون ریشه واحد دایره برای معادله گوشت گوسفند
c) Circle unit root test for the mutton equation

د) آزمون ریشه واحد دایره برای معادله گوشت گاو
d) Circle unit root test for the beef equation

شکل ۲- آزمون ریشه واحد دایره Panel-VAR برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو
The rircle unit root test of Panel-VAR model for four equations of meat kinds, chicken meat, mutton and beef

ماخذ: یافته‌های پژوهش
Source: Research findings

۴- آزمون علیت گرنجری

جدول ۳ نتایج آزمون علیت گرنجری VAR پانلی را برای معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو نشان می‌دهد. اکثر متغیرهای مربوط به هر معادله، فرضیه صفر آزمون علیت گرنجری مبنی بر اینکه تکانه‌ها علت گرنجری یک طرفه متغیر وابسته (لگاریتم قیمت حقیقی گوشت) نیستند را رد می‌کند. در معادله گوشت گاو، متغیر توضیحی «لگاریتم ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» علت مستقیم متغیر وابسته «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت گاو» نیست و نیز در معادله گوشت مرغ «لگاریتم قیمت حقیقی مرغ زنده» علت مستقیم «لگاریتم قیمت حقیقی گوشت مرغ» نیست. اما رد فرضیه صفر آزمون برای «همه متغیرها» بیانگر آن است که همه متغیرها به طور غیرمستقیم علت گرنجری متغیر وابسته می‌باشند. بنابراین بین همه متغیرها به صورت مستقیم یا غیرمستقیم رابطه علیت برقرار است.

جدول ۳- نتایج آزمون علیت گرنجری برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو
Table 3 - Results of Granger Causality test for four equations of meat types, chicken meat, mutton and beef

متغیرها Variables	معادله گوشت گاو Beef equation	معادله گوشت گوسفند Mutton equation	معادله گوشت مرغ Chicken meat equation	معادله انواع گوشت Meat types equation
LY_{it}	0.92 (0.63)	10.79 (0.00)	7.01 (0.03)	5.35 (0.06)*
LX_{it}	26.69 (0.00)	26.31 (0.00)	328.39 (0.00)	22.81 (0.00)
LS_{it}^{meat}	-	-	-	92.31 (0.00)
$LS_{it}^{chicken}$	-	-	1.52 (0.41)	-
LS_{it}^{mutton}	-	16.27 (0.00)	-	-
LS_{it}^{beef}	12.42 (0.00)	-	-	-
همه متغیرها All variables	60.51 (0.00)	103.23 (0.00)	394.1 (0.00)	216.19 (0.00)

ماخذ: یافته‌های پژوهش * سطوح معنی‌داری (Prob)
Source: Research findings /* the significance level (Prob)

۴- نتایج تخمین مدل Panel-SVAR

۱- ضرایب برآوردی ماتریس توابع واکنش بلندمدت[1]

نتایج ضرایب برآورد شده ماتریس توابع واکنش بلندمدت حاصل از تخمین مدل Panel-SVAR به منظور بررسی تأثیر متغیرهای توضیحی روی قیمت انواع گوشت در جدول ۴ گزارش شده است. در واقع، جدول ۴ نشان‌دهنده سیستم معادلات شوک‌های ساختاری و شوک‌های فرم خلاصه‌شده می‌باشد. گرچه ضرایب برآورد شده در مدل‌های VAR تفسیر اقتصادی ندارند، اما نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که همه متغیرهای توضیحی، اثر معناداری بر قیمت انواع گوشت دارد.

1- Matrix of recursive long-run impulse response (F triangular) in EViews

جدول ٤- ضرایب برآوردی در ماتریس توابع واکنش بلندمدت برای چهار معادله انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو

Table 4- Stimated coefficients at Matrix of recursive long-run impulse response for four equations of meat types, chicken meat, mutton and beef

مقادیر ضرایب ماتریس B_i Matrix coefficient values B_i	معادله گوشت گاو Beef equation	معادله گوشت گوسفند Mutton equation	معادله گوشت مرغ Chicken meat equation	معادله انواع گوشت Meat types equation
b_{11}	9.71 (0.00)	9.34 (0.00)	8.68 (0.00)	9.22 (0.00)
b_{31}	-4.11 (0.00)	-0.81 (0.06)	-1.49 (0.00)	-1.45 (0.00)
b_{41}	-1.05 (0.00)	-3.83 (0.00)	0.71 (0.00)	-1.55 (0.00)
b_{22}	10.37 (0.00)	9.10 (0.00)	10.85 (0.00)	9.13 (0.00)
b_{32}	3.95 (0.00)	4.05 (0.00)	6.43 (0.00)	2.66 (0.00)
b_{33}	7.95 (0.00)	8.33 (0.00)	3.96 (0.00)	5.79 (0.00)
b_{43}	1.47 (0.00)	5.57 (0.00)	-1.62 (0.00)	4.06 (0.00)
b_{44}	4.65 (0.00)	5.69 (0.00)	4.36 (0.00)	3.47 (0.00)

ماخذ: یافته‌های پژوهش * سطوح معنی‌داری (Prob)

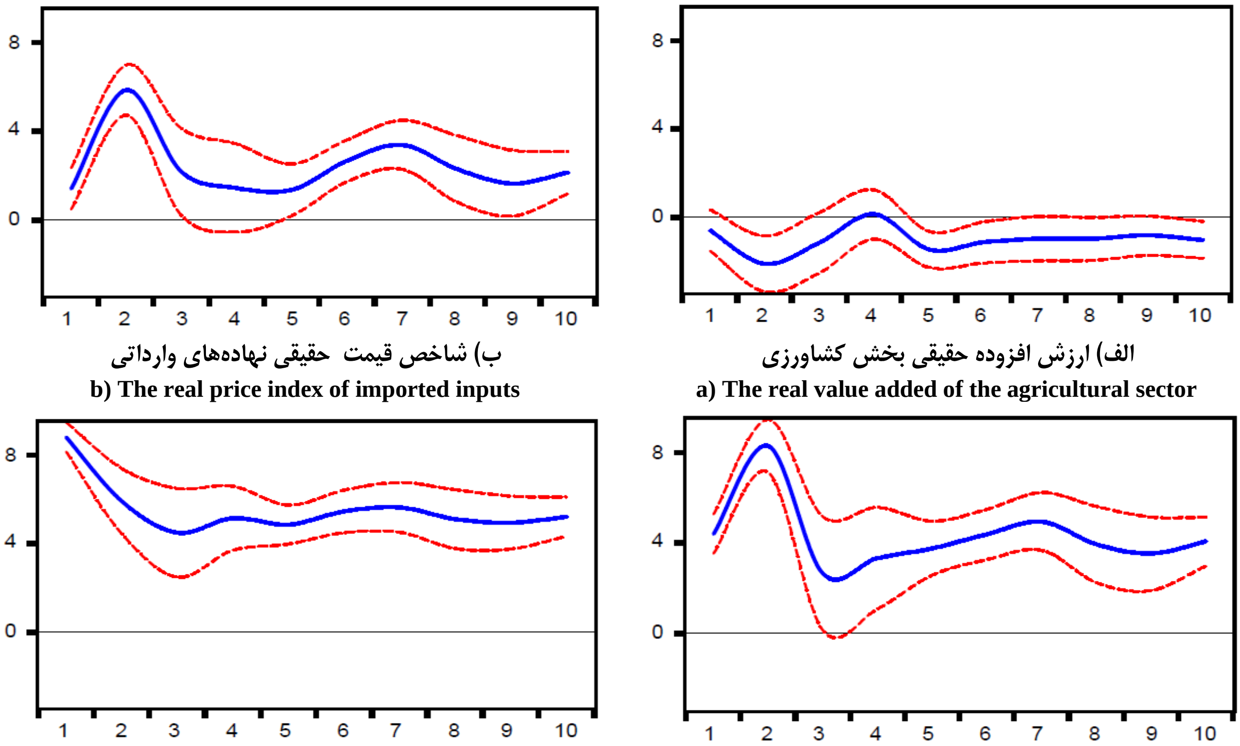
Source: Research findings /* the significance level (Prob)

برای اینکه بتوان نتایج رابطه تعادلی بلندمدت برای مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پانلی را به خوبی تحلیل نمود، نیاز به بررسی توابع عکس‌العمل آنی، تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی برای مدل وجود دارد. به عبارت دیگر، الگوی Panel-SVAR سه ابزار قوی برای تجزیه و تحلیل نوسانات اقتصادی ارائه می‌دهد: توابع عکس‌العمل آنی، تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی که در ذیل به آنها پرداخته می‌شود:

۲- توابع عکس‌العمل آنی

تابع عکس‌العمل آنی رفتار پویای متغیرهای سیستم را در طول زمان به تکانه واحد به هر یک از متغیرها نشان می‌دهد. یک تابع عکس‌العمل آنی، در حقیقت اثرات یک انحراف معیار شوک وارده به متغیرهای الگو را بیان می‌کند. این تکانه معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شود. برای الگوی مورد استفاده در این تحقیق، عکس‌العمل متغیر لگاریتم شاخص قیمت حقیقی گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو نسبت به یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در هر یک از متغیرهای مربوط به معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو (ذکر شده در رابطه ۶) به ترتیب در شکل‌های ۳ تا ۶ در یک دوره ۱۰ ساله نشان داده شده است. محور افقی زمان به صورت سالانه و محور عمودی درصد تغییرات هر متغیر را نشان می‌دهد.

با توجه به شکل ۳، اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» در «شاخص قیمت حقیقی گوشت» منفی است، در حالی که اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» و اثر خود «شاخص قیمت حقیقی گوشت» روی «شاخص قیمت حقیقی گوشت» مثبت است. روند تأثیرگذاری منفی «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» از دوره اول تا دوره پنجم به صورت نوسانی تغییر می‌کند، به گونه‌ای که، در دوره دوم به کمترین مقدار و در دوره چهارم، خود (حالت خنثی) می‌رسد. از دوره پنجم به بعد، اثر شوک‌های «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به صورت ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به صورت مثبت و نوسانی است، به صورتی که اثر آن در دوره دوم به بیشترین مقدار خود می‌رسد و بعد از آن تا دوره پنجم کاهش می‌یابد. در واقع، بیشترین شدت اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» از دوره اول تا دوره سوم است. از دوره پنجم به بعد نیز اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به صورت نوسانی اما با شدت کمتر ادامه می‌یابد. تاثیر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت»، همانند اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به طوری که، شدت اثرگذاری آن در دوره اول تا سوم بیشترین و در دوره دوم و سوم، به ترتیب به بیشترین و کمترین مقدار خود می‌رسد. روند تأثیرگذاری «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت» از دوره سوم تا دوره هفتم به صورت ملایم افزایش یافته و از آن به بعد، به صورت ملایم کاهش می‌یابد؛ به بیان دیگر، از دوره سوم به بعد روند تأثیرگذاری آن به صورت نوسانی و ملایم است. در نهایت، اثر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی گوشت» بر خودش از دوره اول تا سوم روند کاهشی دارد و بیشترین تاثیر آن در دوره اول رخ می‌دهد. از دوره سوم به بعد، روند تأثیرگذاری «شاخص قیمت حقیقی گوشت» بر خودش به حالت تقریبا ثابت و پایدار ادامه می‌یابد.



الف) ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی
a) The real value added of the agricultural sector

ب) شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی
b) The real price index of imported inputs

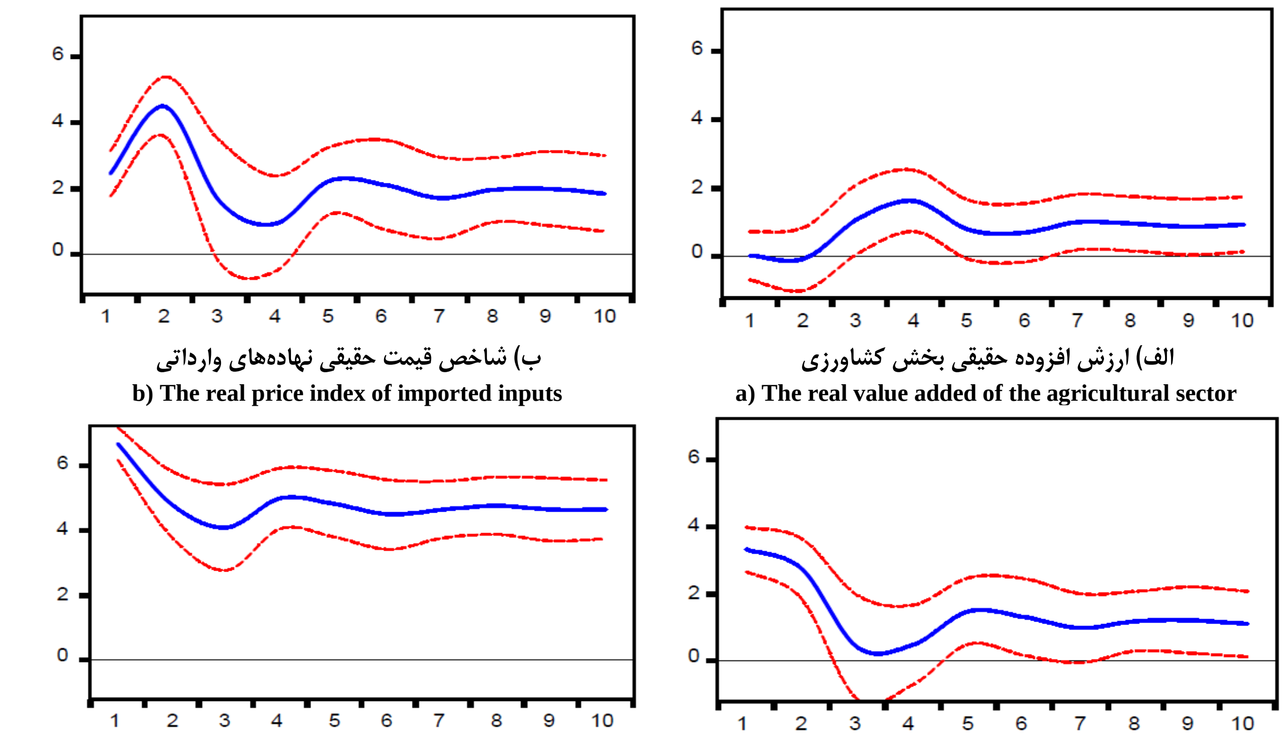
ج) شاخص قیمت حقیقی دام زنده
c) Livestock real price index

د) شاخص قیمت حقیقی گوشت
d) Meat real price index

شکل ۳- واکنش شاخص قیمت حقیقی گوشت به تکانه‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، شاخص قیمت حقیقی دام زنده و شاخص قیمت حقیقی گوشت

Figur 3- Impulse response of Meat real price index to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, livestock real price index and meat real price index

مطابق با شکل ۴ مشاهده می‌شود که اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی مرغ زنده» و اثر خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» روی «قیمت حقیقی گوشت مرغ» مثبت است. روند تأثیرگذاری «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی «قیمت حقیقی گوشت مرغ» در دوره اول و دوم ناچیز بوده و در دوره سوم تا پنجم به صورت نوسانی تغییر می‌کند. به طوری که، در دوره چهارم به بیشترین مقدار خود می‌رسد. از دوره پنجم به بعد اثر شوک‌های «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» به صورت تقریباً ثابت و پایدار است. اثر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» به صورت مثبت و نوساندار است. به صورتی که، اثر آن در دوره دوم به بیشترین مقدار خود می‌رسد و بعد از آن تا دوره پنجم کاهش می‌یابد. از دوره پنجم به بعد نیز اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» به صورت مثبت و نوسانی ادامه می‌یابد. تأثیر شوک‌های «قیمت حقیقی مرغ زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» همانند اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» (غیر از دوره اول) به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به طوری که، از بیشترین مقدار در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره سوم کاهش می‌یابد. شدت اثرگذاری شوک‌های «قیمت حقیقی مرغ زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» از دوره اول تا دوره پنجم بیشترین مقدار را دارد. روند تأثیرگذاری «قیمت حقیقی مرغ زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت مرغ» از دوره پنجم به بعد به صورت ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. در نهایت، اثر تکانه‌های «قیمت حقیقی گوشت مرغ» بر خودش از بیشترین مقدار در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره سوم کاهش می‌یابد و بعد از آن تا دوره چهارم افزایش می‌یابد. از دوره چهارم به بعد روند تأثیرگذاری «قیمت حقیقی گوشت مرغ» بر خودش به حالت ثابت و پایدار در می‌آید.



الف) ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی
a) The real value added of the agricultural sector

ب) شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی
b) The real price index of imported inputs

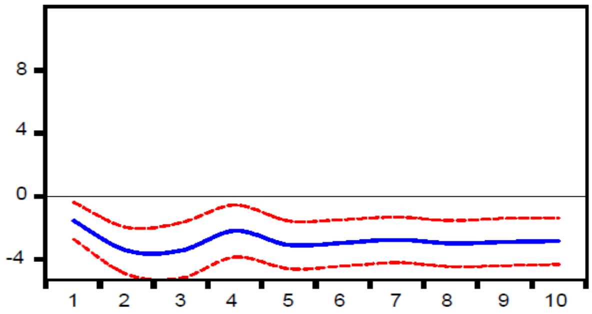
ج) قیمت حقیقی مرغ زنده
c) Live chicken real price

د) قیمت حقیقی گوشت مرغ
d) Chicken meat real price

شکل ٤- واکنش قیمت حقیقی گوشت مرغ به تکانه‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی مرغ زنده و قیمت حقیقی گوشت مرغ

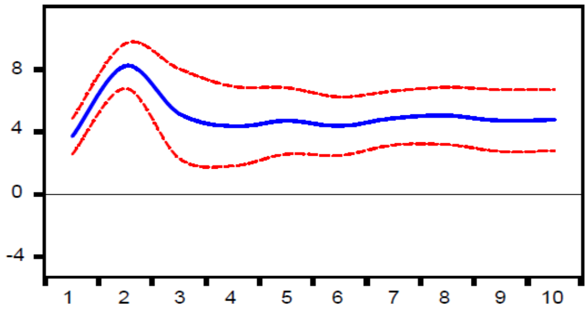
Figur 4- Impulse response of chicken meat real price to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live chicken real price and chicken meat real price

بر اساس شکل ۵، اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» منفی و معنادار است. در حالی که، اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوسفند زنده» و اثر خود «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» روی «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» مثبت و معنادار است. روند تأثیرگذاری «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» در دوره اول تا پنجم به حالت نوسانی با شدت کمی است و از دوره پنجم به بعد به صورت تقریباً منفی، ثابت و پایدار حرکت می‌کند. اثر تکانه‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» به صورت مثبت و نوساندار است. به صورتی که، اثر آن از کمترین مقدار خود در دوره اول به بیشترین مقدار در دوره دوم می‌رسد و تا دوره چهارم کاهش می‌یابد. در واقع، بیشترین شدت اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» از دوره اول تا دوره پنجم رخ داده است. از دوره پنجم به بعد نیز اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» به صورت تقریباً مثبت، ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. اثر شوک‌های «قیمت حقیقی گوسفند زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» همانند اثر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» (غیر از دوره اول) به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به طوری که، از بیشترین مقدار خود در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره سوم (نزدیک صفر) کاهش می‌یابد. شدت اثرگذاری شوک‌های «قیمت حقیقی گوسفند زنده» بر «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» از دوره اول تا دوره پنجم به صورت نوساندار و مثبت است و از دوره پنجم به بعد به صورت مثبت، ثابت و پایدار ادامه می‌یابد. در نهایت اثر تکانه‌های «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» بر خودش از بیشترین مقدار خود در دوره اول به کمترین مقدار خود در دوره دوم کاهش می‌یابد و از دوره سوم به بعد نیز روند تأثیرگذاری «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» بر خودش به حالت مثبت، ثابت و پایدار در می‌آید.



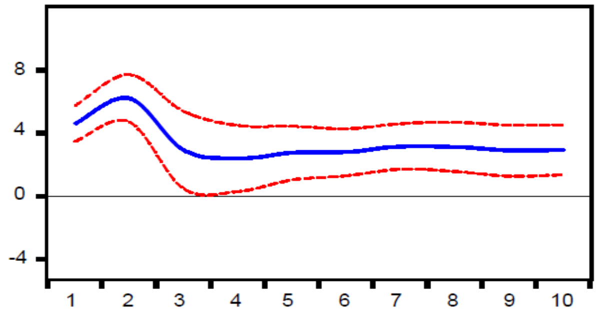
الف) ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی

a) The real value added of the agricultural sector



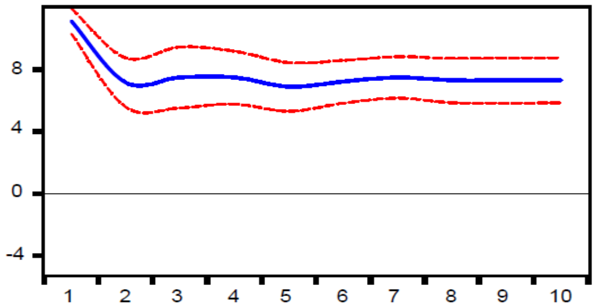
ب) شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی

b) The real price index of imported inputs



ج) قیمت حقیقی گوسفند زنده

c) Live sheep real price



د) قیمت حقیقی گوشت گوسفند

d) Mutton real ptice

شکل ۵- واکنش قیمت حقیقی گوشت گوسفند به تکانه‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوسفند زنده و قیمت حقیقی گوشت گوسفند

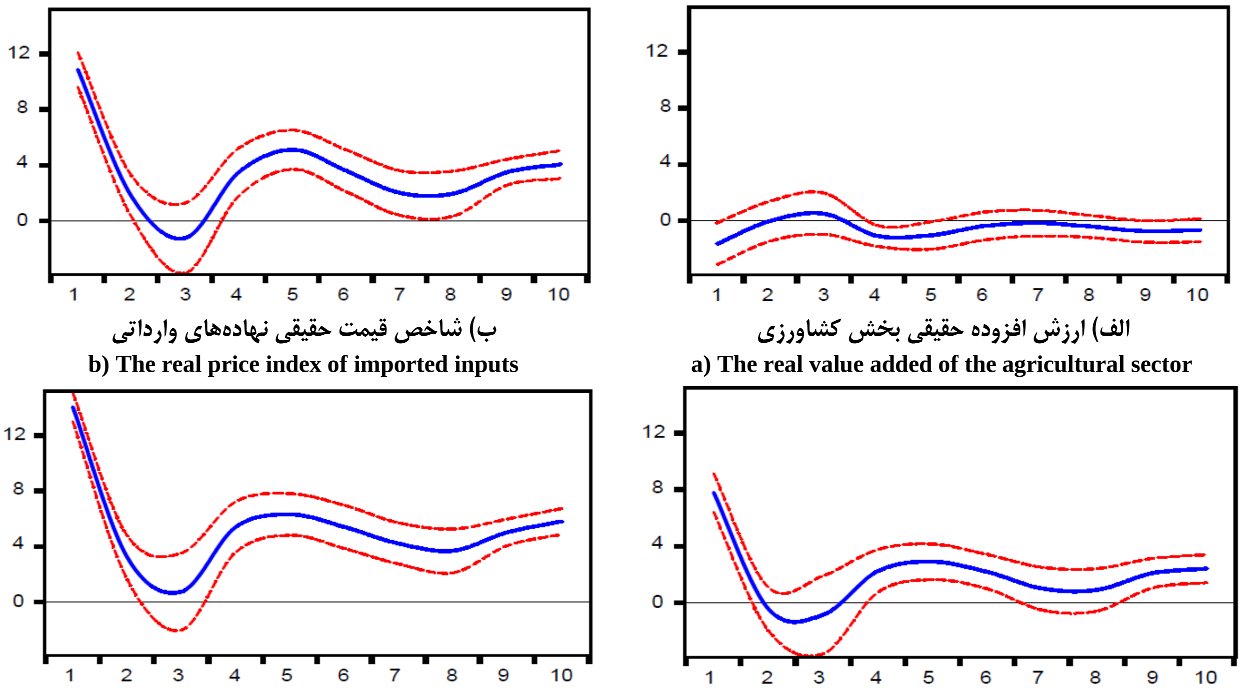
Figur 5- Impulse response of mutton real price to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live sheep real price and mutton real price

بر اساس شکل ۶، اثر یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار در متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی بر «قیمت حقیقی گوشت گاو» ناچیز و منفی (غیر از دوره سوم) است. در حالی که، اثر شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوساله زنده» و اثر شوک‌های خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» روی «قیمت حقیقی گوشت گاو» مثبت و معنادار است. روند تأثیرگذاری «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی «قیمت حقیقی گوشت گاو» ناچیز بوده و در طول دوره ۱۰ ساله به سمت صفر حرکت می‌کند. همچنین واکنش تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» به شوک‌های «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوساله زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» مشابه بوده و به صورت مثبت و نوسان‌دار است. به طوری که، از بیشترین مقدار خود در دوره اول، به کمترین مقدار خود در دوره سوم کاهش می‌یابد و دوباره تا دوره پنجم افزایش می‌یابد. شدت اثرگذاری این شوک‌ها بر «قیمت حقیقی گوشت گاو» از دوره اول تا دوره پنجم بیشترین مقدار را دارد. روند تأثیرگذاری سه متغیر فوق از دوره پنجم به بعد به حالت نوسانی و با شدت کمتری ادامه می‌یابد.

۳- تجزیه واریانس ساختاری

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد توسط متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود و اهمیت نسبی هر یک از متغیرها در تغییر متغیرهای دیگر به چه میزان است. در واقع، با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری نمود.

جدول ۵، نتایج خطای پیش‌بینی تجزیه واریانس برای معادلات قیمت انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو برای یک دوره ۱۰ ساله گزارش شده است. مطابق با نتایج جدول (۵) در تجزیه واریانس مربوط به همه معادلات، خود متغیر (قیمت حقیقی گوشت) بیشترین سهم توضیح‌دهندگی و متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» کمترین سهم را دارد. همچنین در همه معادلات، سهم متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از دوره اول به دوره دوم به یکباره افزایش یافته است.



الف) ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی
a) The real value added of the agricultural sector

ب) شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی
b) The real price index of imported inputs

ج) قیمت حقیقی گوساله زنده
c) Live calf real price

د) قیمت حقیقی گوشت گاو
d) Beef real price

شکل ٦- واکنش قیمت حقیقی گوشت گاو به تکانه‌های ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوساله زنده و قیمت حقیقی گوشت گاو

Figur 6- Impulse response of beef real ptice price to four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live calf real price and beef real price

در تجزیه واریانس مربوط به معادله انواع گوشت، سهم «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» و «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» به ترتیب از ۲ و ۵/۲ درصد در دوره اول به ۵/۸ و ۱۸ درصد در دوره دهم افزایش یافته است. در حالی که، سهم متغیرهای «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» و «شاخص قیمت حقیقی گوشت» در تغییرات «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به ترتیب از ۳۴ و ۵۹ درصد در دوره اول به ۳۰ و ۴۶ درصد در دوره دهم کاهش یافته است. لازم به ذکر است که «شاخص حقیقی قیمت دام زنده» در دوره دوم کمترین سهم در طول دوره ۱۰ ساله (۲۲ درصد) را به خود اختصاص داده است. در مجموع، در معادله انواع گوشت، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «شاخص قیمت حقیقی دام زنده» و خود «شاخص قیمت حقیقی گوشت» به ترتیب ۲-۶ (۴)، ۶-۱۸ (۱۲)، ۲۲-۳۴ (۱۲) و ۴۶-۵۹ (۱۳) درصد از تغییرات «شاخص قیمت حقیقی گوشت» را توضیح می‌دهد. بنابراین، کانال‌های انتقال قیمت عمودی، بزرگترین عامل در تغییرات «شاخص قیمت حقیقی گوشت» است.

در تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت مرغ، در طول دوره ۱۰ ساله، سهم «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» کمتر از یک درصد بوده و سهم «قیمت حقیقی مرغ زنده» در حدود ۸ درصد ثابت باقی مانده است (بجز دوره دوم و سوم که حدود ۵ درصد است. سهم متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از دوره اول به دوره دوم به ترتیب از ۹/۳ به ۴۲/۸ درصد به یکباره افزایش یافته و از دوره سوم تا دهم در ۴۸ درصد ثابت باقیمانده است. «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» دارای رتبه دوم در سهم توضیح‌دهندگی تغییرات «قیمت حقیقی گوشت مرغ» است. همچنین سهم خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» از ۸۲/۴ درصد در دوره اول به ۴۲/۷ درصد در دوره دهم کاهش یافته است. در مجموع، در معادله گوشت مرغ، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی مرغ زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» به ترتیب ۰/۲-۰/۷ (۱)، ۹-۴۸ (۳۹)، ۵-۸ (۳) و ۴۳-۸۲ (۳۹) درصد از تغییرات «قیمت حقیقی گوشت مرغ» را توضیح می‌دهد. بنابراین، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» و خود «قیمت حقیقی گوشت مرغ» بزرگترین عامل در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت مرغ» است.

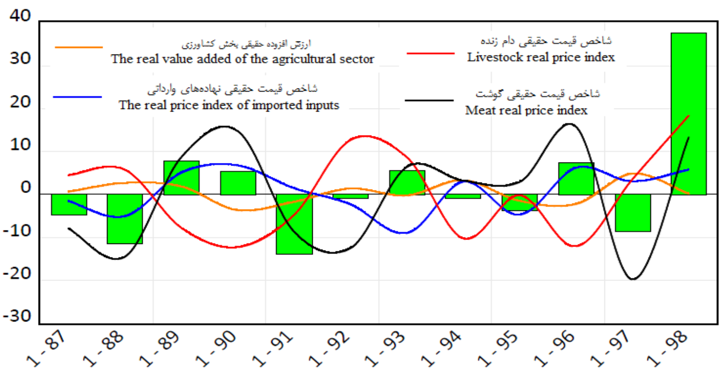
در تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گوسفند، در طول دوره

۱۰ ساله، سهم توضیح‌دهندگی «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» در حدود ۵ درصد ثابت باقی مانده است. سهم «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از ۴/۶ درصد در دوره اول به ۱۴/۵ درصد در دوره دهم افزایش یافته است. در حالی که، سهم متغیر «قیمت حقیقی گوسفند زنده» طی همین دوره از ۴۳/۹ درصد به ۳۳/۶ درصد کاهش یافته است. سهم توضیح‌دهندگی خود «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» از ۴۴/۵ درصد در دوره اول به ۴۹/۴ درصد در دوره دوم افزایش یافته، اما در دوره‌های بعد دوباره اندکی روند کاهشی داشته است. در مجموع، در معادله گوشت گوسفند، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوسفند زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» به ترتیب ۶-۷ (۱)، ۵-۱۴ (۹)، ۳۴-۴۴ (۱۰) و ۴۴-۴۷ (۱۳) درصد از تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» را توضیح می‌دهد. بنابراین، کانال‌های انتقال قیمت بزرگترین عامل در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» است.

در تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گاو، در طول دوره ۱۰ ساله، سهم توضیح‌دهندگی «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» در حدود ۱۳ درصد ثابت باقی مانده است. سهم متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» از ۱۲/۸ درصد در دوره اول به ۲۸/۲ درصد در دوره دوم افزایش یافته است. سهم متغیر «قیمت حقیقی گوساله زنده» در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» نیز از دوره اول به دوره دوم به ترتیب از ۱۹/۱ به ۲۴/۳ درصد افزایش یافته و تا دوره دهم به ۲۱ درصد کاهش یافته است. همچنین سهم خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» از ۵۸ درصد در دوره اول به ۳۸/۲ درصد در دوره دهم کاهش یافته است. در مجموع، در معادله گوشت گاو، متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی گوساله زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» به ترتیب ۱۰-۱۳ (۳)، ۱۳-۲۹ (۱۶)، ۱۹-۲۴ (۵) و ۳۸-۵۸ (۲۰) درصد از تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» را توضیح می‌دهد. بنابراین، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی» و خود «قیمت حقیقی گوشت گاو» بزرگترین عامل در تغییرات «قیمت حقیقی گوشت گاو» است.

۴- تجزیه تاریخی

برای به دست آوردن میزان سهم هر شوک ساختاری در پویایی‌های تاریخی داده‌ها، از تجزیه تاریخی استفاده می‌شود. در واقع در تجزیه تاریخی، سهم تاریخی هر شوک به متغیرهای قابل مشاهده شناسایی خواهد شد. بر اساس شکل‌های ۷ تا ۱۰، بررسی سهم تاریخی شوک‌های متغیرها در معادلات انواع گوشت، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو حاکی از آن است که به ترتیب دامنه نوسانات سهم تاریخی خود متغیر یعنی«قیمت حقیقی گوشت»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی دام زنده» و در نهایت «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بیشترین اثر را دارند. علاوه بر این، سهم تمام متغیرها در کل دوره مورد مطالعه به صورت سینوسی تغییر می‌کند.



شکل ۷- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، شاخص قیمت حقیقی دام زنده و شاخص قیمت حقیقی گوشت برای معادله انواع گوشت

Figur 7- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, livestock real price index and meat real price index for the equation of meat types

جدول ۵- سهم توضیح‌دهندگی شوک‌های مختلف از تغییرات قیمت حقیقی انواع گوشت

Table 5- Share of explanation of Different shocks from Price changes of meat types

تجزیه واریانس مربوط به معادله انواع گوشت

The variance decomposition related to meat types equation

دوره (سالانه) Period (Annual)	شاخص قیمت حقیقی گوشت Meat real price index	شاخص قیمت حقیقی دام زنده Livestock real price index	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	58.89	33.97	5.16	1.98
2	56.81	22.03	17.89	3.26
3	49.03	30.30	16.72	3.95
4	47.31	30.86	17.25	4.58
5	46.84	30.37	16.98	5.81
10	46	30.13	18.09	5.77

تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت مرغ

The variance decomposition related to chicken meat equation

دوره (سالانه) Period (Annual)	قیمت حقیقی گوشت مرغ Chicken meat real price	قیمت حقیقی مرغ زنده Live chicken real price	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	82.39	8.22	9.33	0.05
2	51.79	5.15	42.84	0.22
3	45	5.92	48.70	0.38
4	43.69	8.36	47.58	0.39
5	43.55	8.53	47.31	0.61
10	42.69	8.41	48.25	0.65

تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گوسفند

The variance decomposition related to mutton equation

دوره (سالانه) Period (Annual)	قیمت حقیقی گوشت گوسفند Mutton real price	قیمت حقیقی گوسفند زنده Live sheep real price	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	44.54	43.93	4.62	6.91
2	48.14	37.29	8.52	6.05
3	49.61	34.89	9.72	5.78
4	49.41	34.65	9.82	6.12
5	47.22	33.97	12.96	5.85
10	45.98	33.57	14.49	5.79

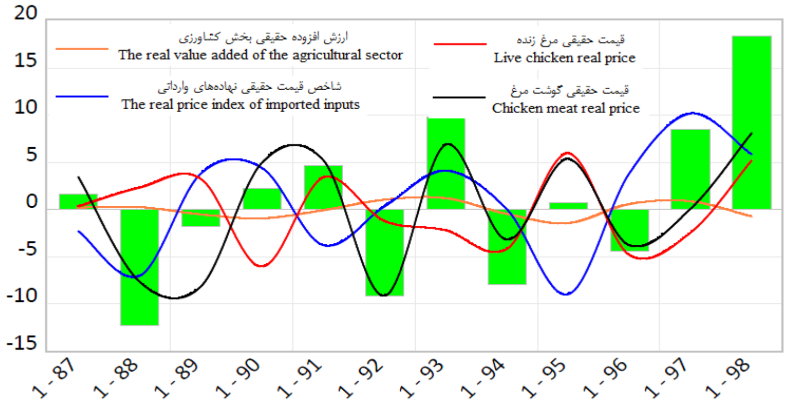
تجزیه واریانس مربوط به معادله گوشت گاو

The variance decomposition related to beef equation

دوره (سالانه) Period (Annual)	قیمت حقیقی گوشت گاو Beef real price	قیمت حقیقی گوساله زنده Live calf real price	شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی The real price index of imported inputs	ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی The real value added of the agricultural sector
1	58	19.09	12.79	10.13
2	44.58	24.3	18.05	13.07
3	42.74	23.81	21	12.47
4	39.96	22.13	24.76	13.15
5	39.35	21.71	26.06	12.88
10	38.22	21	28.2	12.56

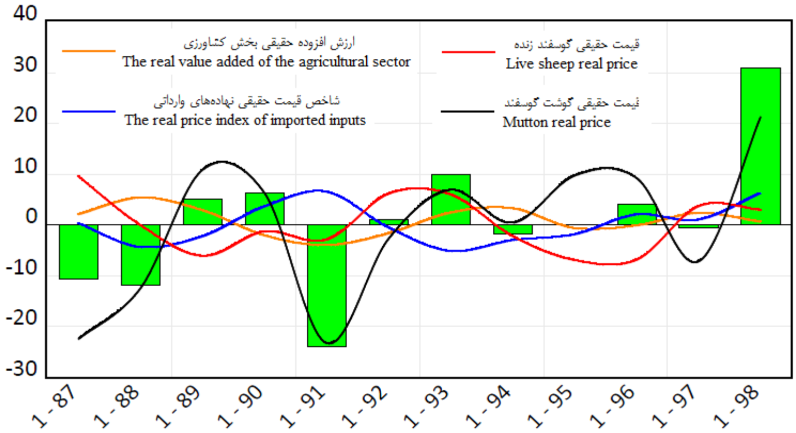
ماخذ: یافته‌های پژوهش

Source: Research findings



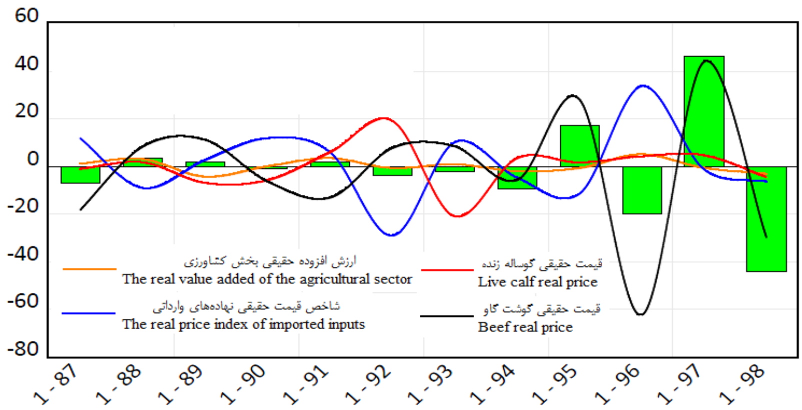
شکل ۸- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی مرغ زنده و قیمت حقیقی گوشت مرغ برای معادله گوشت مرغ

Figur 8- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live chicken real price and chicken meat real price for chicken meat equation



شکل ۹- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوسفند زنده و قیمت حقیقی گوشت گوسفند برای معادله گوشت گوسفند

Figur 9- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live sheep real price and mutton real price for mutton equation



شکل ۱۰- تجزیه تاریخی ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی، شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی، قیمت حقیقی گوساله زنده و قیمت حقیقی گوشت گاو برای معادله گوشت گاو

Figur 10- The historical decomposition of four variables of the real value added of the agricultural sector, the real price index of imported inputs, live calf real price and beef real price for beef equation

نتایج مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021) نشان داد که اثر ارزش تولید محصولات کشاورزی روی قیمت مواد غذایی منفی در حالی که اثر قیمت نهاده‌های تولید و قیمت تولید (سرمزرعه) روی قیمت مواد غذایی مثبت است. همچنین ارزش تولید محصولات کشاورزی کمترین اثر و خود قیمت مواد غذایی بیشترین اثر را روی قیمت مواد غذایی دارد. بنابراین نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعه وو و ایکس‌یو (Wu and Xu, 2021) مطابقت دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از انجام این مطالعه شناسایی محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران با استفاده از مدل Panel-SVAR در ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۹۸-۱۳۸۵ است. بدین منظور اثر تکانه‌های متغیرهای «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی»، «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی (ذرت، جو و کنجاله سویا)» و «قیمت حقیقی دام زنده (مرغ زنده، گوسفند زنده، گوساله زنده)» در چهار کانال (معادله) قیمت شامل شاخص قیمت انواع گوشت (کل بازار گوشت)، گوشت مرغ، گوشت گوسفند و گوشت گاو در قالب داده‌های پانلی استانی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد «ماتریس توابع واکنش بلندمدت» در مدل Panel-SVAR نشان داد که همه ضرایب برآورد شده معنادار است.

نتایج حاصل از عکس‌العمل آنی نیز نشان داد که اولاً اثر شوک‌های متغیر «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» بر «شاخص قیمت حقیقی گوشت»، «قیمت حقیقی گوشت گوسفند» و «قیمت حقیقی گوشت گاو» منفی است؛ در حالی که، اثر تکانه‌های سه متغیر «شاخص قیمت حقیقی نهاده‌های وارداتی»، «قیمت حقیقی دام زنده» و خود «قیمت حقیقی گوشت» روی قیمت حقیقی انواع گوشت مثبت است. در اقتصاد خرد این اصل مطرح است که با کاهش تولید و عرضه با فرض ثابت بودن تقاضا، قیمت افزایش می‌یابد. منفی بودن اثر شوک‌های «ارزش افزوده حقیقی بخش کشاورزی» روی قیمت انواع گوشت با این اصل اساسی اقتصاد خرد مطابقت دارد و نشان‌دهنده صحت نتایج این مطالعه است. در واقع افزایش هزینه‌های تولید (از جمله افزایش قیمت نهاده‌های دامی) و نیز عدم دسترسی دامداران به نهاده‌های کافی و در زمان مناسب آن سبب می‌شود تا تولید و پرورش دام زنده کاهش یابد. درنتیجه کاهش تولید و پرورش دام زنده سبب افزایش قیمت انواع گوشت می‌شود. ثانیاً بیشترین و کمترین تأثیرگذاری این متغیرها بین دوره اول تا دوره پنجم رخ داده و الگوی تاثیرگذاری آنها به صورت سینوسی است و بعد از آن شوک‌های ناشی از این متغیرها به صورت تقریباً ثابت و پایدار (با دامنه نوسان کم) ادامه می‌یابند. این نتیجه نشان می‌دهد که اثر شوک‌های ناشی از محرک‌های قیمت انواع گوشت در ایران مداوم و پایدار است. عواملی مانند پراکنش نامناسب واحدهای پرورش دام و طیور و کشتارگاه‌ها در مناطق مختلف کشور، وجود ساختار غیر رقابتی در بارایابی صنعت دام و طیور، تنوع روش‌های خرید و فروش محصولات و نهاده‌های دام و طیور، حضور فعال واسطه‌گردان در کل زنجیره تولید و ... سبب می‌شود تا ساختار بازار کارایی لازم را نداشته باشد اثر شوک‌های قیمتی به صورت پایدار از سطوح پایین به سطوح بالاتر منتقل شود و اثر آن برای برای یک دوره ۵ ساله ادامه یابد.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس و تجزیه تاریخی نیز نشان داد که تکانه‌های مربوط به متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی کمترین اثر و تکانه‌های خود متغیر قیمت گوشت و قیمت نهاده‌های وارداتی بیشترین اثر را بر تغییرات قیمت انواع گوشت در ایران دارد. این نتیجه بیانگر آن است که تأثیر شوک‌های تولیدات کشاورزی بر قیمت انواع گوشت نسبتاً ضعیف است و در مقابل اثر شوک‌های وارد شده به کانال انتقال قیمت، به ویژه در کوتاه‌مدت (ابتدای دوره‌ها)، نقش حیاتی ایفا می‌کنند. اثر تکانه‌های مربوط به خود متغیر قیمت گوشت نشان می‌دهد که انتظارات قیمتی، بزرگترین عامل در افزایش قیمت انواع گوشت است. در واقع انتظارات قیمتی یکی از عوامل مهمی است که تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر سطح قیمت‌ها دارد. انتظارات قیمتی بیشتر جنبه رفتاری داشته و می‌توانند بر بیشتر شدن رشد قیمت‌ها بیفزایند. به طور ساده انتظارات تورمی، گرایش مردم به سیاست‌ها و روند متغیرها در آینده است و این باور، آثار خود را در رفتار حال افراد نشان می‌دهد. بنابراین، کنترل انتظارات قیمتی از مهم‌ترین وظایفی است که نهاد سیاست‌گذار در حوزه دام و طیور باید به آن توجه داشته باشد. بعد از قیمت خود گوشت، قیمت نهاده‌های وارداتی بیشترین اثر را بر تغییرات قیمت انواع گوشت دارد. نرخ ارز یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر قیمت نهاده‌های وارداتی در بخش دام و طیور می‌باشد. نهاده‌های تولید در بخش دام و طیور عمدتاً وارداتی بوده و بی‌ثباتی و نوسانات ناشی از نرخ ارز سبب رشد قیمت نهاده‌ها و در نتیجه باعث افزایش قیمت انواع گوشت می‌گردد.

بنابراین، برای غلبه بر افزایش قیمت انواع گوشت، تلاش برای کنترل فعالیت‌های تولید دام و طیور کم اثر بوده و دولت باید توجه بیشتری به زنجیره انتقال عمودی قیمت‌ها داشته باشد. به ویژه هنگامی که، قیمت انواع گوشت روند افزایشی به خود می‌گیرد. مطابق با دیدگاه کنترل افزایش تورم، مدیریت انتظارات تورمی راه خوبی برای کاهش قیمت انواع گوشت در ایران است. علاوه بر این، استفاده از سیاست‌های حمایتی مناسب در کل زنجیره تولید، توزیع و مصرف گوشت از قبیل نظارت بر مراحل تولید، توزیع و مصرف؛ اصلاح ساختار بازار به جای کنترل قیمت؛ تأمین به موقع نهاده‌های تولید برای تولیدکنندگان؛ توسعه کشت نهاده‌های دامی در داخل کشور؛

فراهم کردن زمینه عرضه انواع گوشت در بازار بورس؛ توزیع کـافی و در زمان مناسب برای مصرف‌کنندگان؛ پرداخت نقـدی بـه خانوارهـا و تولیدکنندگان انواع گوشـت در هنگـام وقـوع شـوک‌ها و انفجارهـای قیمتی پیشنهاد می‌شود.

منابع

1. Agricultural Statistics. (2020). Ministry of agriculture, deputy of planning and economic affairs, available at https://amar.maj.ir.
2. Arndt, C., Hussain, M., Salvucci, V., & Østerdald, L. (2016). Effects of food price shocks on child malnutrition: The Mozambican experience 2008/2009. *Journal of Economics and Human Biology* 22: 1–13. https://doi.org/10.1016/j.ehb.2016.03.003.
3. Ataei Solut, K., & Mohammadi, H. (2018). Determining the demand elasticity of selected food products in Mazandaran province using the model of Almost Ideal Demand System (AIDS): Case study of white meat, fish meat and red meat. *Journal of Agricultural Economics Research 10*(3): 173-186. (In Persian with English abstract)
4. Bahadori, S., Mehrabani Yeganeh, H., Zaghari, M., & Rafiei, H. (2017). Predicting chicken meat price in the poultry industry’ Iran and comparing it with the global perspective. *Journal of Animal Sciences* 48(4): 483-492. (In Persian with English abstract) https://doi.org/10.22059/ijas.2018.229192.653518.
5. Cheng, S., & Cao, Y. (2019). On the relation between global food and crude oil prices: An empirical investigation in a nonlinear framework. *Journal of Energy Economics* 81: 422–432. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.04.007.
6. Cornia, G.A., Deotti, L., & Sassi, M. (2016). Sources of food price volatility and child malnutrition in Niger and Malawi. *Journal of Food Policy* 60: 20–30. https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.01.002.
7. Dehghanpour, H., & Bakhshudeh, M. (2017). Investigating the welfare effects of price changing of protein material in urban households. *Journal of Agricultural Economics and Development 23*(99): 151-167. (In Persian with English abstract)
8. Fathi, F., & Bakhshoudeh, M. (2016). Food security changes due to energy subsidy elimination policy in the meat market’ Iran. *Journal of Economics and Agricultural Development 30*(1): 1-9. (In Persian with English abstract)
9. Furceri, D., Loungani, P., Simon, J., & Wachter, S.M. (2016). Global food prices and domestic inflation: Some cross-country evidence. *Journal of Oxford Economic Papers 68*(3): 665–687.
10. Ghahramanzadeh, M., & Rashid Qalam, M. (2015). Development of a seasonal price forecasting model for different types of meat in Iran: application of PAR model. *Journal of Economics and Agricultural Development Research’ Iran 46*(3):469-480. (In Persian with English abstract)
11. Ghahremanzadeh, M., Yavari, F., & Dashti, Gh. (2015). Vertical price transformation and nonlinear price adjustments in beef market (Case study: East Azerbaijan Province). *Journal of Agricultural Economics and Development Research 46*(1): 13-20. (In Persian with English abstract)
12. Ha, J., Ivanova, A., Montiel, P., & Pedroni, P. (2019). Inflation in low-income countries. *World Bank Policy Research Working Paper* No. 8934, Washington, DC.
13. Hao, N., Pedronib, P., Colsonc, G. & Wetzsteind, M. (2017). The linkage between the U.S. ethanol market and developing countries’ maize prices: a panel SVAR analysis. *Journal of Agricultural Economics* 48: 629–638. https://doi.org/10.1111/agec.12362.
14. Heydari, J., Zareian Mazraeh, R., Heydari, E., Hezarkhani, B., & Karimi, R. (2019). Modeling factors affecting on price fluctuations in the chicken meat supply chain: a systems dynamics approach. *Journal of Agricultural Economics Research 12*(2): 237-262. (In Persian with English abstract)
15. Hekmatonia, M., Safdari, M., Hosseini, S.M., & Dadras Moghaddam, A. (2021). Factors affecting on the virtual water trade of agricultural products in Iran (application of Panel Vector Autoregression model). *Journal of Environment and Water Engineering 7*(2): 344-355. (In Persian with English abstract) https://doi.org/10.22034/JEWE.2020.249815.1429.
16. Imai, K., Kaicker, N., & Gaiha, R. (2020). The Covid-19 impact on agricultural market arrivals and prices in India: A Panel VAR approach, pp 1-45. (Economics Discussion Paper Series; No. DP2020-30).
17. Karbasi, A., & Zandi Darreh Gharibi, B. (2016). Investigating the effects of red meat price changing on the welfare of producers and consumers in Iran. *Journal of Agricultural Economics 8*(4): 39-60. (In Persian with English abstract)
18. Kavusi Kalashmi, M., & Khaliq Khayavi, P. (2015). Overflow effects of meat price fluctuations in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research 7*(2): 27-41. (In Persian with English abstract)
19. Keyghobadi Sani, S., & GHasemi, A.R. (2019). Direct and indirect effects of oil shocks on the prices of selected agricultural products in oil exporting and importing countries. *Journal of Energy Economics’ Iran 8*(30):123-152. (In Persian with English abstract)
20. Mao, R., Xing, M., & Yu, X. (2021). Quality response to real exchange rate shocks: A panel SVAR analysis on China’s agricultural exports. *Journal of Agricultural Economics*: 1–13. https://doi.org/10.1111/agec.12650.

21. Mohammadi, M., Mohammadi, H., & Azami H. (2016). Identify the price bubble in the chicken meat and beef market. *Journal of Agricultural Economics and Development 30*(2): 88-96. (In Persian with English abstract)
22. Montiel, P.J., & Pedroni, P. (2019). Trilemma-dilemma: Constraint or choice? Some empirical evidence from a structurally identified heterogeneous panel VAR. *Journal of Open Economies Review 30*(1): 1–18. https://doi.org/10.1007/s11079-018-9516-x.
23. Nabi zadeh, M., Kavousi Kalashemi, M., Heydari, R., & Roshanfar, M.A. (2016). The effect of targeted subsidies on the price transformation model of mutton market in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research 8*(1): 177-198. (In Persian with English abstract)
24. Pedroni, P. (2013). Structural panel VARs. *Journal of Econometrics* 2: 180–206. https://doi.org/10.3390/econometrics1020180.
25. Pesaran, M., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 68: 79–113. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-F.
26. Pishbahar, E., Ferdosi, R., & Asadollaahpour, F. (2019). Price transmission in the market of chicken meat: Autoregressive Switching Markov Models. *Journal of Agricultural Economics and Development Research 50-2*(1): 1-17. (In Persian with English abstract) https://ijaedr.ut.ac.ir/article_71307.
27. Pishbahar, I., Ferdowsi, R., & Assadollahpour, F. (2015). Investigating price transmission in the chicken meat market: using MSVAR model. *Journal of Agricultural Economics 9*(2): 55-72. (In Persian with English abstract)
28. Rahmani, R. (2020). Investigating the chicken market structure at the levels of production and wholesale; case study of Fars province. *Journal of Agricultural Economics Research 12*(2): 211-234. (In Persian with English abstract)
29. Rezitis, A.N. (2015). The relationship between agricultural commodity prices, crude oil prices and US dollar exchange rates: a panel VAR approach and causality analysis. *Journal of International Review of Applied Economics 29*(3): 403–434. http://dx.doi.org/10.1080/02692171.2014.1001325.
30. Roch, F. (2019). The adjustment to commodity price shocks. *Journal of Applied Economics 22*(1): 437–467. https://doi.org/10.1080/15140326.2019.1665316.
31. Sardar Shahraki, A., Ali Ahmadi, N., & Safdari, M. (2019). Economic analysis of price shocks of production inputs and their impact on cotton price in Iran: the application of panel Data Vector Auto-Regression (PVAR) Model. *Journal of Environmental Energy and Economic Research 3*(1): 23-36. (In Persian with English abstract) https://doi.org/10.22097/eeer.2019.159908.1052.
32. The Support Company of livestock and poultry in Iran. (2021). Prices of livestock and poultry products. Available at https://www.iranslal.com.
33. Wang, S.L., & McPhail, L. (2014). Impacts of energy shocks on US agricultural productivity growth and commodity prices-A structural VAR analysis, Energy Econ. http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2014.05.006.
34. Wu, X., & Xu, J. (2021). Drivers of food price in China: A heterogeneous panel SVAR approach. *Journal of Agricultural Economics* 52: 67–79. https://doi.org/10.1111/agec.12607.
35. Yazdanshenas, L., Zvar, P., & Aghajani, Z. (2009). The effect of tariff policy on domestic chicken and beef prices in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research 1*(4): 107-127. (In Persian with English abstract)
36. Zingbagba, M., Nunes, R., & Fadairo, M. (2020). The impact of diesel price on upstream and downstream food prices: Evidence fromSão Paulo. *Journal of Energy Economics* 85: 1–15. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104531.