Agricultural Economics and Development

Vol. 32, No. 128, Winter 2025

Research Paper

Investigating the Chicken Meat Price Transmission Behavior under Structural Breaks in Iran

E. Vafaei [1], M. Pendar [2], M. Rezvani [3], M. Atghaei [4]

Received: 7 December, 2024 Accepted: 20 February, 2025

Introduction: In many countries, agricultural product markets face the challenges related to pricing inefficiencies across various sectors and marketing channels. A major source of this inefficiency is asymmetric price transmission, where price increases and decreases at one level of the marketing chain are transmitted to other levels at different rates. The impact of price changes at one market level on others (i.e. how price transmission functions) significantly affects the welfare of producers, marketing agents, and consumers. Asymmetric transmission benefits intermediaries while harming producers and consumers by imposing additional costs. Examining vertical price transmission reveals power imbalances among supply chain actors, allowing researchers to identify bottlenecks, market power, and inefficiencies within the system. Furthermore, researchers can assess the impact of policies (like subsidies) on supply chain actors by analyzing how these policies affect price transmission. Understanding vertical price transmission is crucial for designing effective pricing policies and ensuring market stability. Analyzing how price shocks propagate through the chain improves decision-making, regulations, and stakeholder support, ultimately leading to improved food access, price stability, and enhanced food security. Therefore, considering the importance of price transmission, this study aimed at evaluating price transmission behavior at different levels of the chicken meat market from April

1. Assistant Professor, The Center for Development Research and Foresight, Tehran, Iran.
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran (Mpendar@ut.ac.ir).
3. PhD student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran.
4. PhD student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran.

DOI: 10.30490/aead.2025.367339.1645

2014 to March 2024. Additionally, to assess the impact of the COVID-19 pandemic and the elimination of preferential currency, two dummy variables were added to the model. For the COVID-19 dummy variable, a value of one was assigned to the months from March 2020 to March 2022, and zero to all other months. Similarly, for the preferential currency elimination dummy variable, a value of one was assigned to the months from May 2022 to March 2024, and zero to all other months.

Materials and Methods: To investigate the price transmission, the stationarity of the variables and the cointegration between them were first tested. Subsequently, the causal relationship between the variables was examined. Finally, the Error Correction Model (ECM) was applied to investigate the transmission process. To account for structural breaks resulting from different price shocks, Fourier approximation was used at all stages of the analysis. This study employed monthly time series data from April 2014 to March 2024 to examine price transmission across different levels of the chicken meat market.

Results and Discussion: The results of the unit root test indicated that chicken prices at all three levels were first-order stationary. The findings from the Fourier cointegration test, which examined the cointegration relationships between chicken prices at different levels, indicated a number of causal relationships as follows:

- Between the price of live chicken at the poultry farm and the price of chicken meat at the slaughterhouse.
- Between the price of chicken meat at the slaughterhouse and the price of chicken meat at the retail level.
- Between the price of live chicken at the poultry farm and the price of chicken meat at the retail level.

These results suggest a bidirectional causal relationship at various levels of the chicken meat market. In other words, the price of chicken at any level is influenced not only by the prices at other levels but also exerts an influence on them. Consequently, the effects of various shocks, whether positive or negative, are not limited to production but are transmitted to the prices at the slaughterhouse level and consumer prices. In addition, shocks in the market also affect the prices at the farm (poultry farms) level. The study findings indicated that the elasticities of price increases were greater than those of price decreases at different levels, and the symmetry test in the short run revealed the evidence of asymmetric price transmission. In contrast, the long-run symmetry test showed that the price transmission was symmetric across various market levels. The results also

highlighted some positive effects of the COVID-19 and the elimination of preferential currency on chicken price changes at the retail level, suggesting that the COVID-19 pandemic and the elimination of preferential currency had increased the price volatility. However, considering the estimated elasticities, the response of chicken meat price changes at the retail level to the COVID-19 pandemic and the elimination of preferential currency was relatively negligible.

Conclusion and Suggestions: Despite the asymmetric price transmission in the short run, it is evident that government intervention is necessary to correct the pricing process. Therefore, it is recommended to ensure the supply of poultry inputs at reasonable prices, support domestic production of poultry inputs, allocate bank facilities under favorable conditions for poultry farmers, and improve the supply chain to reduce production costs. Due to the asymmetry in price transmission in the chicken meat market, consumers often pay more than the total cost, resulting in losses, while marketing agents benefit from price fluctuations and uncertainty. To support the consumers, the government can implement policies such as stockpiling and distributing chicken during shortages or price increases and setting price ceilings for chicken during critical and necessary times.

Keywords: *Causality Test under Structural Breaks, Asymmetric Price Transmission, Fourier Approximation, Error Correction Model (ECM).*

JEL Classification: C5, Q02, Q13

اقتصاد کشاورزی و توسعه

سال ۳۲، شماره ۱۲۸، زمستان ۱۴۰۳

مقاله پژوهشی

بررسی رفتار انتقال قیمت گوشت مرغ با لحاظ شکست‌های ساختاری در ایران

الهام وفائی[۱]، مهدی پندار[۲]، محمد رضوانی[۳]، میلاد اتقایی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۲

چکیده

یکی از مسائل مهم تأثیرگذار بر سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. بنابراین، با توجه به اهمیت چگونگی انتقال قیمت، در پژوهش حاضر، به ارزیابی رفتار انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار گوشت مرغ در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲ پرداخته شد. بدین منظور، ابتدا آزمون ایستایی متغیرها و هم‌انباشتگی بین آنها و سپس، آزمون رابطه علی بین متغیرها صورت گرفت. در نهایت، از مدل تصحیح خطا ((ECM) در بررسی چگونگی انتقال قیمت استفاده شد. با توجه به تکانه‌های مختلف، از تقریب فوریه برای لحاظ شکست‌های ساختاری در تمام مراحل بررسی چگونگی انتقال قیمت بهره گرفته شد. نتایج بیانگر رابطه علی دوطرفه بین قیمت مرغ در سطوح مختلف و انتقال نامتقارن قیمت در کوتاه‌مدت و انتقال متقارن آن در بلندمدت بود. با توجه به انتقال نامتقارن قیمت در کوتاه‌مدت، می‌توان نتیجه گرفت که دخالت دولت برای اصلاح فرآیند قیمت در کوتاه‌مدت ضروری است. بنابراین، تأمین نهاده‌های طیور با قیمت مناسب، حمایت از تولید داخلی نهاده‌های طیور، تخصیص تسهیلات بانکی با شرایط مناسب به مرغداران و بهبود زنجیره تأمین برای کاهش هزینه تولید توصیه می‌شود. در نتیجهٔ عدم تقارن در انتقال قیمت

۱- استادیار مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری، تهران، ایران.

۲- نویسندهٔ مسئول و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.
(mpendar@ut.ac.ir)

۳- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

۴- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

DOI: 10.30490/aead.2025.367339.1645

در بازار گوشت مرغ، مصرف‌کنندگان با پرداخت قیمتی بیش از هزینهٔ تمام‌شده، متضرر می‌شوند و عوامل بازاریابی از نوسان‌های قیمت سود می‌جویند. از این‌رو، دولت می‌تواند با اجرای سیاست‌هایی نظیر ذخیره‌سازی و توزیع مرغ در مواقع کمبود و یا افزایش قیمت و تعیین سقف قیمت برای مرغ در مواقع بحرانی و ضروری، از مصرف‌کنندگان حمایت کند.

کلیدواژه‌ها: *آزمون علیت با لحاظ شکست‌های ساختاری، انتقال نامتقارن قیمت، تقریب فوریه، گوشت مرغ، مدل تصحیح خطا (ECM).*

طبقه‌بندی JEL : C5, Q02, Q13

مقدمه

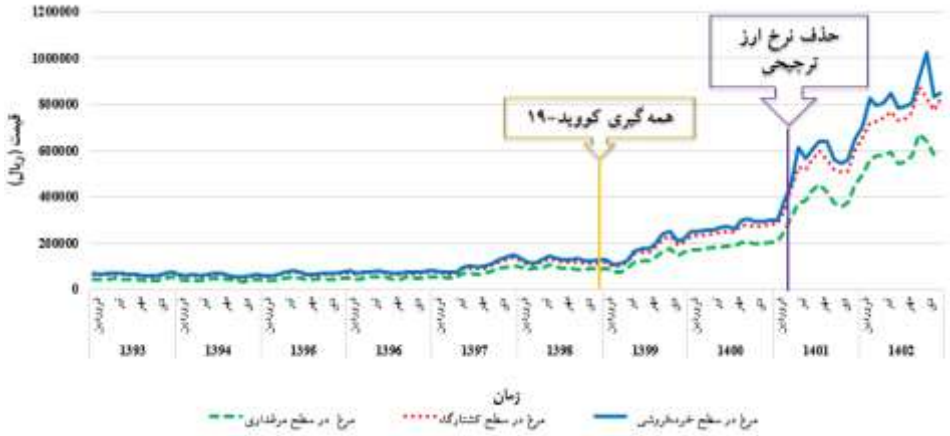
گوشت مرغ سهم بزرگی در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی دارد، به‌گونه‌ای که در سال ۱۴۰۱، گوشت مرغ سهم ۸/۵ درصدی از هزینه‌های خوراکی و آشامیدنی خانوارهای شهری و سهم ۹/۲ درصدی از هزینه‌های خوراکی و آشامیدنی خانوارهای روستایی داشته است (SCI, 2022). بنابراین، تولید گوشت مرغ برای جمعیت کشور بسیار اهمیت دارد. یکی از وظایف سیاست‌گذاران بخش کشاورزی اطمینان از در دسترس بودن گوشت مرغ با کیفیت و قیمت مناسب برای مصرف‌کنندگان بوده که با توجه به تکانه‌های مختلف، این وظیفه دشوار و پیچیده است. در این راستا، یکی از تکانه‌ها در سال‌های اخیر، همه‌گیری کووید-۱۹ بوده که به عدم قطعیت در تقاضا و اختلال در عرضه منجر شد و در نهایت، بر قیمت محصولات کشاورزی و مصرف مواد غذایی خانوارها تأثیر گذاشته است. حذف ارز ترجیحی در اردیبهشت ۱۴۰۱ که به افزایش قیمت نهاده‌ها و هزینه‌های تولید انجامیده، از دیگر تکانه‌ها بوده است.

قیمت‌ها مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان محصولات کشاورزی بوده (Mojaverian et al., 2023) و عاملی مهم در انتخاب مصرف‌کنندگان و الگوی غذایی آنهاست (Mojaverian et al., 2022). تغییر قیمت مواد غذایی با پیامدهای اقتصادی اجتماعی قابل توجه همراه است، چراکه پایداری تغییر قیمت می‌تواند بر رفاه و بهره‌وری جامعه اثر گذاشته، به مشکلاتی همچون تورم شدید منجر شود. تأثیر فوری تغییر قیمت مواد غذایی متوجه مصرف و تولید این محصولات است (Ganji, 2015). اثرپذیری قیمت در یک سطح بازار نسبت به تغییرات قیمت در سطح دیگر بازار یا چگونگی انتقال قیمت[1] کالا یکی از عواملی است که بر رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و رفاه مصرف‌کنندگان تأثیر می‌گذارد. اگر انتقال به‌صورت نامتقارن باشد، این تفاوت قیمت به سود واسطه‌ها و به زیان تولیدکننده و مصرف‌کننده است و سبب تحمیل هزینه اضافی بر

1. price transmission

مصرف‌کنندگان می‌شود. بررسی انتقال عمودی به آشکار شدن عدم تقارن قدرت در میان عوامل زنجیره عرضه می‌انجامد و از این رهگذر، پژوهشگران می‌توانند تنگناها، قدرت بازار و ناکارآمدی‌های نظام بازاریابی را مشخص کنند و افزون بر این، می‌توانند با ارزیابی چگونگی تأثیر این سیاست‌ها بر انتقال قیمت، تأثیر سیاست‌هایی مانند اعمال یارانه‌ها بر عوامل مختلف در زنجیره عرضه را ارزیابی کنند. انتقال عمودی قیمت برای طراحی سیاست‌های قیمت‌گذاری و ثبات بازار بسیار مهم است. درک چگونگی انتقال تکانه‌های قیمتی در سراسر زنجیره ممکن است منجر به تصمیم‌گیری‌های بهتر، مقررات مؤثرتر و حمایت هرچه بیشتر از همه ذی‌نفعان شود که در نتیجه، دسترسی بهتر به مواد غذایی، ثبات قیمت‌ها و افزایش امنیت غذایی را به‌همراه دارد (Etuah et al., 2024).

نمودار ۱ رفتار قیمت مرغ را در سه سطح مرغداری، کشتارگاه و خرده‌فروشی نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار، اختلاف قیمت مرغ در سطوح کشتارگاه و مرغداری بیش از اختلاف آن در سطوح خرده‌فروشی و کشتارگاه است. مروری بر رفتار قیمت مرغ نشان می‌دهد که قیمت مرغ در هر سه سطح نوسان زیادی داشته است. بررسی قیمت مرغ در سه سطح خرده‌فروشی، کشتارگاه و مرغداری (مرغ زنده)، پس از همه‌گیری کووید-۱۹، روند افزایشی ملایم و پس از حذف نرخ ارز ترجیحی، روند افزایشی چشمگیر را نشان می‌دهد. همه‌گیری کووید-۱۹ و اقدامات اتخاذشده برای مهار همه‌گیری به عدم اطمینان در تقاضا و اختلال در عرضه منجر شده که در نهایت، بر قیمت محصولات مصرفی خانوارها افزوده است. همچنین، از آنجا که حجم قابل توجهی از یارانه در بخش کشاورزی برای نهاده‌های دام و طیور شامل ذرت، جو، دانه و کنجاله سویا پرداخت می‌شد، حذف نرخ ارز ترجیحی منجر به افزایش قیمت نهاده‌های مورد استفاده در تولید گوشت مرغ شده است، که می‌تواند منحنی عرضه گوشت مرغ را به سمت چپ انتقال دهد و در نتیجه، تولید کاهش یابد، به‌گونه‌ای که تاکنون نیز به‌شدت بر قیمت تمام‌شده گوشت مرغ اثر گذاشته است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش، برگرفته از داده‌های وبگاه شرکت پشتیبانی امور دام کشور (SLAL, 2024)

نمودار ۱- رفتار قیمت مرغ در سطوح مرغداری، کشتارگاه و خرده‌فروشی در بازه فروردین ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲

قیمت‌گذاری نقشی اساسی در همه بازارها ایفا می‌کند و تقریباً از ابتدای فعالیت اقتصاد کشاورزی، اقتصاددانان به بررسی چگونگی حرکت قیمت‌ها در زنجیره غذایی پرداخته‌اند. برای نمونه، آلن (Allen, 1959) کشش‌های تقاضا را در مراحل مختلف زنجیره غذایی گزارش می‌دهد که به دهه ۱۸۹۰ بازمی‌گردد. گاردنر (Gardner, 1975) اولین کسی بود که به‌طور رسمی، به بررسی روابط بین قیمت‌ها در یک زنجیره عمودی کاملاً رقابتی پرداخت. آگاهی از روابط بین قیمت‌ها در سطوح مختلف، اطلاعاتی را درباره کارآیی بازار و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان فراهم می‌آورد (Capps & Sherwell, 2005). یکی از مصادیق کارآیی بازار، کارآیی قیمت است و یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر کارآیی بازار «انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار» است. وجود تقارن در بازار گویای انتقال کامل تغییرات قیمت در یک سطح از بازار (افزایش یا کاهش) به سطوح دیگر است. در انتقال نامتقارن تأثیر افزایش یا کاهش قیمت در یک سطح به‌طور کامل به سطوح دیگر منتقل نمی‌شود (Pishbahar et al., 2015). چندین دلیل برای عدم تقارن قیمت وجود دارد، که از مهم‌ترین آنها می‌توان به نظریهٔ هزینه‌های جست‌وجو[1] (Miller & Hayenga, 2001)، هزینه فهرست بهاء[2] (Meyer & Cramon-Taubadel, 2004)،

1. search costs
2. menu cost

قدرت بازار[1] (Zachariasse & Bunte, 2003) و کالاهای فاسدشدنی (Serra & Goodwin, 2003) اشاره کرد. از دیدگاه هانسن و همکاران (Hansen et al., 1994)، دو نوع انتقال نامتقارن (کوتاه‌مدت و بلندمدت) وجود دارد. عدم تقارن کوتاه‌مدت زمانی رخ می‌دهد که تأثیر فوری افزایش یا کاهش قیمت تولیدکننده بر قیمت خرده‌فروشی یکسان نباشد، اما تأثیر بلندمدت آن یکسان باشد. عدم تقارن بلندمدت نیز زمانی اتفاق می‌افتد که افزایش قیمت تولیدکننده در بلندمدت (پس از دوره تعدیل کامل) تأثیری متفاوت نسبت به کاهش قیمت داشته باشد. تفاوت اصلی بین این دو مفهوم مربوط به تأثیر نسبی آنها بر حاشیه بازار است. عدم تقارن بلندمدت بدین معنی است که واسطه‌ها حاشیه خود را به‌طور دائمی افزایش می‌دهند، در حالی که عدم تقارن کوتاه‌مدت تأثیر گذرا بر حاشیه بازار را نشان می‌دهد.

در حوزه نظری انتقال قیمت، پرسش اساسی این است که چگونه می‌توان آزمون عدم تقارن را انجام داد. برای بررسی ماهیت انتقال قیمت، مطالعات مختلف از روش هوک (Houck, 1997) استفاده کرده‌اند. کرامون- تاوبادل و لوی (Cramon-Taubadel & Loy, 1996) ثابت کردند که تصریح مدل هوک (Houck, 1997) با مفهوم هم‌انباشتگی[2] ناسازگاری دارد. همچنین، عزام (Azzam, 1999) نشان داد که استفاده از روش هوک (Houck, 1997)، به‌ویژه زمانی که چسبندگی قیمت‌ها به‌دلیل هزینه‌های قیمت‌گذاری دوباره کالا وجود دارد، برای آزمون انتقال متقارن قیمت‌های بازار مناسب نیست و به‌کارگیری شیوهٔ هم‌انباشتگی را برای این کار پیشنهاد کرد. پیرو پژوهش انگل و گرنجر (Engle & Granger, 1987) که در آن، دوگانگی[3] بین هم‌انباشتگی و تصحیح خطا[4] ایجاد شده، آزمون ریشه واحد، هم‌انباشتگی و تصحیح خطا با استفاده از داده‌های قیمت در کارهای تجربی ضروری شده است. بنابراین، در مطالعات تجربی، برای آزمون تقارن انتقال قیمت، ابتدا بررسی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد صورت می‌گیرد و چنانچه متغیرهای سری زمانی ایستا باشند، از مدل هوک استفاده می‌شود؛ چنانچه متغیرها ناایستا باشند، ابتدا از طریق آزمون هم‌انباشتگی، بررسی ارتباط بین متغیرها در سطوح مختلف بازار صورت می‌گیرد و در صورت هم‌انباشته بودن، از مدل تصحیح خطا برای تحلیل الگوی انتقال قیمت استفاده می‌شود. در صورت نامتقارن بودن انتقال قیمت، لازم است

1. market power
2. cointegration
3. duality
4. error correction

مدل‌هایی به‌کار گرفته شود که توانایی در نظر گرفتن عدم تقارن را داشته باشند. از این‌رو، در مطالعات، از دو الگوی آستانه‌ای[1] و مارکوف سوئچینگ[2] استفاده می‌شود.

در ارتباط با چگونگی انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی، پژوهش‌های زیادی انجام گرفته که در ادامه، به برخی از آنها پرداخته شده است.

هیلن (Hillen, 2021)، با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت در سطوح مزرعه، عمده‌فروشی، صادراتی و خرده‌فروشی طی دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۴ تا مارس ۲۰۱۸، انتقال عمودی قیمت[3] محصولات لبنی و پنیر را در کشور سوئیس بررسی کردند. نتایج این پژوهش که با استفاده از دو الگوی خودرگرسیون برداری نامتقارن و الگوی تصحیح خطای برداری[4] انجام شده، بیانگر انتقال متقارن قیمت در محصولات است. کاتیولی و آنتونولی (Cattivelli & Antonioli, 2022)، با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری آستانه‌ای و داده‌های هفتگی از هفته بیست و پنجم سال ۲۰۱۲ تا هفته پانزدهم سال ۲۰۱۸، به بررسی پویایی انتقال قیمت بین ذرت و خوراک دام در بازار ایتالیا پرداختند. نتایج بیانگر انتقال نامتقارن قیمت‌ها در زمانی است که حاشیه‌های صنعت خوراک تحت فشار قرار می‌گیرد و نوسان می‌کند. فرر- پرز و گراسیا- دِ- رنتریا (Ferrer-Pérez & Gracia-de-Rentería, 2020) انتقال نوسان قیمت را در طول زمان در زنجیره تأمین ماهی هیک وحشی[5] در اسپانیا با استفاده از قیمت‌های هفتگی در سه سطح از این زنجیره (حراج، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) بررسی کردند. رویکرد اتخاذشده در این پژوهش الگوی ناهمسانی واریانس شرطی خودهمبسته تعمیم‌یافته (GARCH) و یک الگوی خودرگرسیون برداری برای بررسی روابط نوسان قیمت بین سطوح زنجیره بود و نتایج نشان داد که قیمت‌های خرده‌فروشی کمترین نوسان را در بین این سه سطح دارند، گویای آنکه نوسان در سطوح حراج و عمده‌فروشی به مصرف‌کنندگان منتقل نمی‌شود. کول و همکاران (Cole et al., 2023)، با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری، به بررسی میزان تأثیر تغییرات قیمت کره رقیب (کره نیوزلند) و قیمت شیر در سطح مزرعه بر قیمت کره در ایرلند برای بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ پرداختند. نتایج این پژوهش شواهدی از انتقال نامتقارن قیمت را ارائه می‌دهد. هارشانا و راتناسیری (Harshana & Ratnasiri, 2023) با هدف ارزیابی چگونگی انتقال قیمت بین سطوح عمده‌فروشی بازارهای میوه و سبزی سریلانکا، از داده‌های ماهانه قیمت در بازه زمانی

1. threshold
2. Markov Switching
3. vertical price transmission
4. Vector Error Correction Model (VECM)
5. Wild Hake

۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ و الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی[1] غیرخطی استفاده کردند. نتایج این پژوهش بیانگر عدم تقارن مثبت در انتقال قیمت‌ها در بلندمدت بوده و همچنین، نرخ انتقال افزایش قیمت در بازار عمده‌فروشی در مقایسه با کاهش قیمت در بازار عمده‌فروشی بیش از سطح خرده‌فروشی است. سیائو (Hsiao, 2025)، با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری و آزمون علیت گرنجر، به ارزیابی روابط انتقال قیمت در سطوح مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی ماهی تیلاپیا و شیرماهی در کشور تایوان پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که قیمت ماهی تیلاپیا و شیرماهی یک رابطه تعادلی بلندمدت در مراحل مختلف زنجیره عرضه غذاهای دریایی دارند. برای ماهی تیلاپیا، کانال‌ها یا همان مسیرهای بازار داخلی و خارجی وجود دارد که تولیدکنندگان و عمده‌فروشان را قادر می‌سازد تا قیمت‌ها را به خرده‌فروشان منتقل کنند؛ در مقابل، شیرماهی عمدتاً در بازارهای داخلی عرضه می‌شود و انتقال قیمت فقط در سطح مزرعه و عمده‌فروشی به‌صورت کامل است.

نیکوکار و همکاران (Nikoukar et al., 2010)، با استفاده از الگوی تصحیح خطا، به بررسی چگونگی انتقال قیمت گوشت گاو از گاوداری تا کشتارگاه و از کشتارگاه تا خرده‌فروشی و از گاوداری تا خرده‌فروشی پرداختند. نتایج نشان داد که انتقال قیمت در تمام سطوح بازار، در بلندمدت، متقارن و در کوتاه‌مدت، از گاوداری تا خرده‌فروشی و از گاوداری تا کشتارگاه نامتقارن است. کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که افزایش قیمت گاو زنده در گاوداری با شدت بیشتری به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود، در حالی که کاهش قیمت به‌کندی به سطوح بالاتر بازار انتقال می‌یابد. پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar et al., 2019)، با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیو، چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران را تحلیل کردند. بدین منظور، در این پژوهش، از داده‌های قیمت مرغ در کشتارگاه، قیمت جوجه یک‌روزه و قیمت کنجاله سویا در سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ استفاده شد و نتایج نشان داد که افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی گوشت مرغ نسبت به کاهش قیمت نهاده‌ها سریع‌تر به قیمت گوشت مرغ منتقل می‌شود. احسانی و بخشوده (Ehsany & Bakhshoodeh, 2020) به بررسی انتقال قیمت عمودی بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی حبوبات در استان فارس در بازه زمانی فروردین ۱۳۷۸ تا اسفند ۱۳۹۵ با استفاده از روش تصحیح خطا پرداختند. در این مطالعه، برای لحاظ شکست ساختاری، از متغیر دامی استفاده شد و نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت، برای نخود ریز و عدس درشت، انتقال قیمت نامتقارن و برای نخود درشت و عدس ریز، متقارن است. شکوهی و همکاران (Shokoohi et al., 2021) اثر آستانه‌ای تغییرات قیمت ذرت به‌عنوان یکی از نهاده‌های پراهمیت در

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

صنعت طیور بر قیمت گوشت مرغ را بررسی کردند. بدین منظور، با توجه به اثبات غیرخطی بودن رابطه میان قیمت ذرت و گوشت مرغ و پایین بودن مقدار شیب انتقال، از مدل رگرسیون انتقال ملایم استفاده شد و نتایج پژوهش، با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۸، نشان داد که مقدار آستانه‌ای قیمت گوشت مرغ ۲۸۸۰۰ تومان بوده و تأثیر قیمت ذرت پس از گذار از رژیم اول و مقدار آستانه‌ای افزایش چشمگیر داسته است. آزادبر و همکاران (Azadbar et al., 2024)، با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۳۹۷-۱۳۹۲، به بررسی عدم تقارن قیمت گوشت قرمز با بهره‌گیری از الگوی تصحیح خطا پرداختند. برآورد الگوی انتقال قیمت از قیمت وارداتی به قیمت داخلی نشان از تقارن انتقال قیمت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دارد. برزگر دوین و همکاران (Barzegar Devin et al., 2024)، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹، به بررسی انتقال قیمت در زنجیره تأمین (مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) محصول سیب با بهره‌گیری از آزمون علیت گرنجر و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج این پژوهش بیانگر انتقال نامتقارن قیمت در طول زنجیره تأمین محصول سیب بود.

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که در مطالعات پیشین، برای بررسی شکست‌های ساختاری[1] در انتقال قیمت، از متغیرهای موهومی و یا الگوهای تغییر رژیم استفاده شده است. اما مطالعه حاضر، در تمام مراحل بررسی انتقال قیمت (آزمون ایستایی، هم‌انباشتگی، علیت و روش تصحیح خطا)، برای لحاظ شکست‌های ساختاری، از تقریب فوریه[2] سود جسته است که بدون در نظر گرفتن تعداد شکست‌ها، همه شکست‌های ساختاری تند و تدریجی[3] را در نظر می‌گیرد؛ و همین نکته گویای برتری پژوهش حاضر نسبت به مطالعات پیشین بوده و بنابراین، با توجه به شرایط کشور و انواع تکانه‌ها از جمله تحریم، خروج آمریکا از توافق هسته‌ای موسوم به برجام و همه‌گیری کووید-۱۹، هدف پژوهش حاضر بررسی چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار گوشت مرغ در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲ با لحاظ شکست ساختاری در تمام مراحل بررسی چگونگی انتقال قیمت بوده است.

مواد و روش‌ها

برای بررسی انتقال قیمت، نخست، باید آزمون ایستایی متغیرها انجام شود. در صورت وجود شکست ساختاری، آزمون‌های ریشه واحد متداول مانند دیکی- فولر قادر به بررسی شکست ساختاری نخواهند بود. در برخی از مطالعات با هدف بررسی ریشه واحد مانند زیوت اندروز (Zivot & Andrews, 1992) و

1. structural breaks
2. Fourier approximation
3. sharp and gradual structural breaks

لی و استرازیچیچ (Lee & Strazicich, 2003)، تعدادی مشخص از شکست‌های ساختاری در نظر گرفته شده است؛ و برخی دیگر از پژوهش‌ها نیز استفاده از آزمون‌های ریشه واحدی را پیشنهاد کرده‌اند که هم شکست‌های تند و هم شکست‌های تدریجی را در نظر می‌گیرند. این آزمون‌ها نه‌تنها شکست‌های ساختاری تند و تدریجی را در نظر می‌گیرد، بلکه نتایج کارآمدی را بدون توجه به تعداد شکست‌های ساختاری ارائه می‌دهد. آزمون ریشه واحد توسعه‌یافته توسط اندرس و لی (Enders & Lee, 2012) از مؤلفه فوریه[1] برای ثبت شکست‌های تند و تدریجی استفاده می‌کند. آزمون دیکی- فولر که در آن، عبارت قطعی تابعی وابسته به زمان است، به‌صورت رابطهٔ زیر است (Enders & Lee, 2012):

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن، $\alpha(t)$ یک تابع قطعی از زمان (t) است. به‌عنوان تقریبی از فرم ناشناخته $\alpha(t)$، بسط فوریه به‌صورت رابطه زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n \leq {}^{T}/_{2} \qquad (۲)$$

که در آن، n تعداد فرکانس‌های موجود در تقریب، k یک فرکانس خاص و T تعداد مشاهدات است. اگر $\alpha_1 = \beta_1 = \cdots = \alpha_n = \beta_n = 0$ باشد، فرآیند «خطی» بوده و روش‌های سنتی آزمون ریشه واحد مناسب است؛ اما اگر یک شکست یا روند «غیرخطی» در کار باشد، باید حداقل یک فرکانس فوریه نیز وجود داشته باشد. استفاده از مقدار زیاد n در چارچوب رگرسیون ممکن نیست، چراکه استفاده زیاد از اجزای فرکانس از درجه‌های آزادی بهره می‌گیرد و می‌تواند منجر به مشکل بیش‌برازش[2] شود. بنابراین، مسئله «انتخاب فرکانس‌های مناسب» برای گنجاندن در رابطه (۲) است. در صورت فرض استفاده از فقط یک فرکانس k، رابطهٔ زیر برقرار است (Enders & Lee, 2012):

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \qquad (۳)$$

1. Fourier component
2. overfitting problem

که در آن، Δ تفاضل مرتبه اول است. برای تعیین مقدار k، رابطه (۳) برای همه مقادیر صحیح برآورد می‌شود، به‌گونه‌ای که مقدار k بزرگ‌تر/مساوی یک و کوچک‌تر/مساوی پنج باشد ($1 \leq k \leq 5$)؛ و رگرسیون با کمترین مجموع مجذور باقی‌مانده به‌عنوان k بهینه انتخاب می‌شود. آنگاه پیش‌آزمونی برای غیرخطی بودن آزمون انجام می‌شود؛ بدین صورت، برای فرض صفر $c_3 = c_4 = 0$، از آزمون F استفاده می‌شود. روش آزمون ریشه واحد بر اساس روش ضریب لاگرانژ اشمیت و فیلیپس (Schmidt & Phillips, 1992) و امسلر و لی (Amsler & Lee, 1995) است. بنابراین، برای استفاده از اصل ضریب لاگرانژ با اعمال فرضیه صفر، رگرسیون رابطه (۴) برآورد می‌شود (Apergis et al., 2021):

$$\Delta \mathrm{y_t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \qquad (۴)$$

که در آن، Δ تفاضل مرتبه اول و k یک فرکانس خاص است. سپس، با استفاده از ضرایب برآوردی که به‌صورت $\tilde{\gamma}_0$، $\tilde{\gamma}_1$ و $\tilde{\gamma}_2$ بیان می‌شوند، یک سری بدون روند به‌صورت رابطه (۵) ایجاد می‌شود (Apergis et al., 2021):

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi} - \tilde{\gamma}_0 \mathrm{t} - \tilde{\gamma}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\gamma}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right);\ \ t = 2, \dots, t \qquad (۵)$$

که در آن، Ψ به‌صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود (و y_1 اولین مشاهده y_t است):

$$\tilde{\Psi} = y_1 - \tilde{\gamma}_0 - \tilde{\gamma}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\gamma}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \qquad (۶)$$

فرض صفر ریشه واحد ($\theta = 0$) با آماره LM بر اساس رگرسیون رابطه (۷) آزمون می‌شود:

$$\Delta \mathrm{y_t} = \theta S_{t-1} + \mathrm{d_0} + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \qquad (۷)$$

برخلاف روش‌های متداول هم‌انباشتگی از جمله انگل و گرنجر (Engle & Granger, 1987) و جوهانسن و جوسلیوس (Johansen & Juselius, 1990) که امکان لحاظ شکست ساختاری در آنها

وجود ندارد، بانرجی و همکاران (Banerjee et al., 2017)، برای در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری، آزمون هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) را بر اساس تقریب فوریه به‌صورت رابطه زیر ارائه کردند:

$$\Delta y_t = \mathrm{d(t)} + \alpha y_{t-1} + \acute{\beta} x_{t-1} + \acute{\delta} \Delta x_t + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که در آن، β، δ، x_t بردارهای $n * 1$ از پارامترها و متغیرهای توضیحی هستند. عبارت قطعی $\mathrm{d(t)}$ به‌صورت رابطهٔ زیر تعریف می‌شود (Banerjee et al., 2017):

$$\mathrm{d(t)} = \theta_0 + \sum_{k=1}^{n} \theta_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{q} \gamma_{2,k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \qquad (۹)$$

که در آن، k فرکانس خاص، q تعداد فرکانس‌ها و T تعداد مشاهدات است. فرضیه عدم هم‌انباشتگی (یعنی، $\alpha = 0$) در برابر فرضیه وجود هم‌انباشتگی ($\alpha < 0$) آزمون می‌شود. برای آزمون این فرضیه، از آماره رابطه زیر استفاده می‌شود (Banerjee et al., 2017):

$$t_{ADL}^{F} = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})} \qquad (۱۰)$$

که در آن، $\hat{\alpha}$ تخمین α در رابطه (۸) و $se(\hat{\alpha})$ خطای استاندارد[1] است. بر اساس مطالعه آپرجیس و همکاران (Apergis et al., 2021)، از آماره آکائیک برای انتخاب K بهینه استفاده می‌شود. برای بررسی انتقال قیمت، پس از بررسی ابستایی متغیرها و آزمون هم‌انباشتگی، رابطه علی بین متغیرها با استفاده از آزمون علیت انجام می‌شود. یکی از مشکلات آزمون علیت گرنجر ابن است که نتایج آن به درجه انباشتگی متغیرها حساس است، به‌گونه‌ای که اگر متغیرها انباشته از درجه صفر نباشند (I(0))، نتایج آزمون معتبر نخواهد بود. به همین دلیل، تودا و یاماموتو (Toda & Yamamoto, 1995) روشی را ارائه کردند که صرف‌نظر از درجه انباشتگی متغیرها قابل استفاده است؛ نازلی‌اوغلو و همکاران (Nazlioglu et al., 2016) نیز با توسعه رویکرد علیت آنها با تقریب فوریه، یک آزمون علیت جدید

1. standard error

را ارائه کردند. این آزمون نسبت به آزمون علیت تودا و یاماموتو (Toda & Yamamoto, 1995) دارای مزیت‌هایی است؛ برای نمونه، این آزمون از مقادیر در سطح متغیرها استفاده می‌کند، شکست‌های ساختاری را در نظر می‌گیرد و نتایج کارآمدی در مورد علیت بین متغیرها را بدون توجه به تعداد و فرم شکست‌های ساختاری (تند و ناگهانی یا تدریجی) ارائه می‌دهد (Apergis et al., 2021). ابتدا نازلی‌اوغلو و همکاران (Nazlioglu et al., 2016) الگوی VAR (p+d) را به‌صورت رابطه (۱۱) تعریف کردند که در آن، P طول وقفه و d حداکثر درجه هم‌انباشتگی متغیرهاست:

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱)، $\alpha(t)$ برای در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری به‌صورت رابطهٔ زیر تعریف می‌شود (Nazlioglu et al., 2016):

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \delta_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \qquad (۱۲)$$

با جایگذاری رابطه (۱۲) در رابطه (۱۱)، رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \delta_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

نازلی‌اوغلو و همکاران (Nazlioglu et al., 2016) نشان می‌دهند که طول وقفه بهینه در تحلیل علیت و تعداد فرکانس‌های فوریه را می‌توان از معیار اطلاعات آکائیک یا شوارتز تعیین کرد. برای بررسی علیت بین قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه، مدل‌ها را می‌توان به‌صورت روابط زیر تعریف کرد:

$$PF_{\mathrm{t}} = \alpha_{1,0} + \sum_{k=1}^{n} \delta_{1,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{1,2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{1,1j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{1,2j} PS_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \quad (۱۴)$$

$$\mathrm{PS}_{\mathrm{t}} = \alpha_{2,0} + \sum_{k=1}^{n} \delta_{2,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2,2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{2,1j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{2,2j} PS_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \quad (۱۵)$$

که در این روابط، PF قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری و PS قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه است. آزمون فرضیه عدم وجود علیت از قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه به قیمت مرغ زنده آماده کشتار با $\beta_{1,2j} = 0$ و آزمون فرضیه عدم وجود علیت از قیمت مرغ زنده آماده کشتار به قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با $\beta_{2,1j} = 0$ انجام می‌شود. برای بررسی علیت بین قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه، مدل‌ها را می‌توان به‌صورت روابط زیر تعریف کرد:

$$PS_{\mathrm{t}} = \alpha_{1,0} + \sum_{k=1}^{n} \delta_{1,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{1,2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{1,1j} PS_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{1,2j} PR_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \quad (۱۶)$$

$$\mathrm{PR}_{\mathrm{t}} = \alpha_{2,0} + \sum_{k=1}^{n} \delta_{2,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2,2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{2,1j} PS_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{2,2j} PR_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \quad (۱۷)$$

که در این روابط، PR قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی است. آزمون فرضیه عدم وجود علیت از قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی به قیمت مرغ در کشتارگاه با $\beta_{1,2j} = 0$ و آزمون فرضیه عدم وجود علیت از قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه به قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی در کشتارگاه با $\beta_{2,1j} = 0$ صورت می‌گیرد. همچنین، علیت بین قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی را می‌توان بر اساس روابط زیر بررسی کرد:

$$PF_{\mathrm{t}} = \alpha_{1,0} + \sum_{k=1}^{n} \delta_{1,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{1,2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{1,1j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{1,2j} PR_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \quad (۱۸)$$

$$\mathrm{PR}_{\mathrm{t}} = \alpha_{2,0} + \sum_{k=1}^{n} \delta_{2,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \gamma_{2,2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{2,1j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d} \beta_{2,2j} PR_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \quad (۱۹)$$

که در این روابط، آزمون فرضیه عدم وجود علیت از قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی به قیمت مرغ زنده در مرغداری با $\beta_{1,2j} = 0$ و آزمون فرضیه عدم وجود علیت از قیمت مرغ زنده در مرغداری به قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی در کشتارگاه با $\beta_{2,1j} = 0$ انجام می‌پذیرد. مدل تصحیح خطای برداری (VECM) که از روش هم‌انباشتگی جوهانسن و جوسلیوس (Johansen & Juselius, 1990) محاسبه می‌شود، برای بررسی عدم تقارن انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغداری به کشتارگاه به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\Delta PS_{\mathrm{t}} = \beta_0 + \alpha_1 DCOV + \alpha_2 DEXR + \sum_{t=0}^{n1} \beta_{PS}^{-} \Delta PS_{t-1}^{-} + \sum_{t=1}^{n2} \beta_{PF}^{-} \Delta PF_{t-1}^{-} - \pi_1 Z_{1t-1}^{+} + \sum_{t=0}^{n3} \beta_{PS}^{+} \Delta PS_{t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n3} \beta_{PF}^{+} \Delta PF_{t-1}^{+} - \pi_2 Z_{1t-1}^{+} + \varepsilon_t \quad (۲۰)$$

که در آن، ΔPS_{t} تغییرات قیمت کشتارگاه نسبت به دوره قبل و Z_{1t} جزء اخلال حاصل از رگرسیون هم‌انباشتگی بین قیمت مرغ در کشتارگاه و قیمت مرغ در مرغداری است. همچنین، برای ارزیابی اثر همه‌گیری کووید-۱۹ و حذف ارز ترجیحی، دو متغیر موهومی $DCOV$ و $DEXR$ به الگو اضافه شد. مدل VECM برای بررسی عدم تقارن انتقال قیمت گوشت مرغ از کشتارگاه و قیمت مرغ در خرده‌فروشی به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\Delta PR_{\mathrm{t}} = \delta_0 + \alpha_3 DCOV + \alpha_4 DEXR + \sum_{t=1}^{n1} \delta_{PR}^{-} \Delta PR_{t-1}^{-} + \sum_{t=0}^{n2} \delta_{PS}^{-} \Delta PS_{t-1}^{-} - \pi_3 Z_{2t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n3} \delta_{PR}^{+} \Delta PR_{t-1}^{+} + \sum_{t=0}^{n3} \delta_{PS}^{+} \Delta PS_{t-1}^{+} - \pi_4 Z_{2t-1}^{+} + \varepsilon_t \quad (۲۱)$$

که در آن، ΔPR_{t} تغییرات قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ نسبت به دوره قبل و Z_{2t} جزء اخلال حاصل از رگرسیون هم‌انباشتگی بین قیمت خرده‌فروشی گوشت مرغ و قیمت مرغ در کشتارگاه است. همچنین، مدل VECM برای بررسی عدم تقارن انتقال قیمت مرغ زنده از مرغداری و قیمت مرغ در خرده‌فروشی به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\Delta PR_{\mathrm{t}} = \gamma_0 + \alpha_5 DCOV + \alpha_6 DEXR + \sum_{t=1}^{n1} \gamma_{PR}^{-} \Delta PR_{t-1}^{-} + \sum_{t=0}^{n2} \gamma_{PF}^{-} \Delta PF_{t-1}^{-} - \pi_5 Z_{3t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n3} \gamma_{PR}^{+} \Delta PR_{t-1}^{+} + \sum_{t=0}^{n3} \gamma_{PF}^{+} \Delta PF_{t-1}^{+} - \pi_6 Z_{3t-1}^{+} + \varepsilon_t \quad (۲۲)$$

پس از برآورد روابط (۲۰)، (۲۱) و (۲۲)، از ضرایب این روابط برای ارزیابی سرعت انتقال قیمت مرغ از مرغداری به کشتارگاه، از کشتارگاه به خرده‌فروشی و همچنین، از مرغداری به خرده‌فروشی در کوتاه‌مدت به‌صورت مجموعه روابط زیر در قالب رابطه (۲۳) استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} &\beta_{PS}^{-} = \beta_{PS}^{+}, \beta_{PF}^{-} = \beta_{PF}^{+} \ , \\ &\delta_{PS}^{-} = \delta_{PS}^{+}, \delta_{PR}^{-} = \delta_{PR}^{+} \ , \\ &\gamma_{PF}^{-} = \gamma_{PF}^{+}, \gamma_{PR}^{-} = \gamma_{PR}^{+} \end{aligned} \quad (۲۳)$$

همچنین، آزمون والد به آزمودن درستی فرضیه‌های $\pi_1 = \pi_2$ و $\pi_3 = \pi_4$ و $\pi_5 = \pi_6$ می‌پردازد. در صورت پذیرش این فرضیه‌ها، تقارن در انتقال قیمت بلندمدت وجود دارد.

با توجه به مطالعهٔ بانرجی و همکاران (Banerjee et al., 2017) برای در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری در آزمون هم‌انباشتگی با وقفه توزیعی و همچنین، مطالعه نازلی‌اوغلو و همکاران (Nazlioglu et al., 2016) برای لحاظ تقریب فوریه در الگوی VAR به‌منظور آزمودن علیت تودا و یاماموتو (Toda & Yamamoto, 1995) در بررسی عدم تقارن انتقال قیمت بین قیمت مرغ زنده آماده کشتار و قیمت گوشت مرغ کشتارگاه، می‌توان مدل VECM را بر اساس تقریب فوریه به‌صورت رابطهٔ زیر ارائه کرد:

$$\Delta PS_{\mathrm{t}} = \beta_0 + \alpha_1 DCOV + \alpha_2 DEXR + \sum_{k=1}^{n} \theta_{1,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \theta_{1,2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{t=0}^{n1} \beta_{PS}^{-} \Delta PS_{t-1}^{-} + \sum_{t=1}^{n2} \beta_{PF}^{-} \Delta PF_{t-1}^{-} - \pi_1 Z_{1t-1}^{+} + \sum_{t=0}^{n3} \beta_{PS}^{+} \Delta PS_{t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n3} \beta_{PF}^{+} \Delta PF_{t-1}^{+} - \pi_2 Z_{1t-1}^{+} + \varepsilon_t \quad (۲۴)$$

مدل VECM با تقریب فوریه برای بررسی عدم تقارن در انتقال قیمت بین قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی به‌صورت رابطهٔ زیر است:

$$\Delta PR_{\mathrm{t}} = \delta_0 + \alpha_3 DCOV + \alpha_4 DEXR + \sum_{k=1}^{n} \theta_{2,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \theta_{2,2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{t=1}^{n1} \delta_{PR}^{-} \Delta PR_{t-1}^{-} + \sum_{t=0}^{n2} \delta_{PS}^{-} \Delta PS_{t-1}^{-} - \pi_3 Z_{2t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n3} \delta_{PR}^{+} \Delta PR_{t-1}^{+} + \sum_{t=0}^{n3} \delta_{PS}^{+} \Delta PS_{t-1}^{+} - \pi_4 Z_{2t-1}^{+} + \varepsilon_t \quad (۲۵)$$

همچنین، مدل VECM با تقریب فوریه برای بررسی عدم تقارن در انتقال قیمت بین قیمت مرغ زنده در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی به‌صورت رابطه (۲۶) است. طول وقفه بهینه در آزمون عدم تقارن و تعداد فرکانس‌های فوریه را می‌توان بر اساس معیار اطلاعات آکائیک یا شوارتز تعیین کرد:

$$\Delta PR_{\mathrm{t}} = \gamma_0 + \alpha_5 DCOV + \alpha_6 DEXR + \sum_{k=1}^{n} \theta_{3,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \theta_{3,2k} cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{t=1}^{n1} \gamma_{PR}^{-} \Delta PR_{t-1}^{-} + \sum_{t=0}^{n2} \gamma_{PF}^{-} \Delta PF_{t-1}^{-} - \pi_5 Z_{3t-1}^{+} + \sum_{t=1}^{n3} \gamma_{PR}^{+} \Delta PR_{t-1}^{+} + \sum_{t=0}^{n3} \gamma_{PF}^{+} \Delta PF_{t-1}^{+} - \pi_6 Z_{3t-1}^{+} + \varepsilon_t \quad (۲۶)$$

به‌منظور بررسی چگونگی انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار گوشت مرغ، نیاز به داده‌های قیمت بوده که در پژوهش حاضر، از داده‌های سری زمانی ماهانه برای دوره زمانی فروردین ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲ استفاده شده است. همچنین، برای برآورد نتایج، از نرم‌افزار SHAZAM استفاده شده است. لازم به ذکر است که برای متغیر موهومی کووید-۱۹، برای ماه‌های اسفند ۱۳۹۸ تا اسفند ۱۴۰۰، مقدار یک و برای ماه‌های دیگر، مقدار صفر و همچنین، برای متغیر موهومی حذف ارز ترجیحی، برای ماه‌های اردیبهشت تا اسفند ۱۴۰۱، عدد یک و برای ماه‌های دیگر، عدد صفر لحاظ شده است.

نتایج و بحث

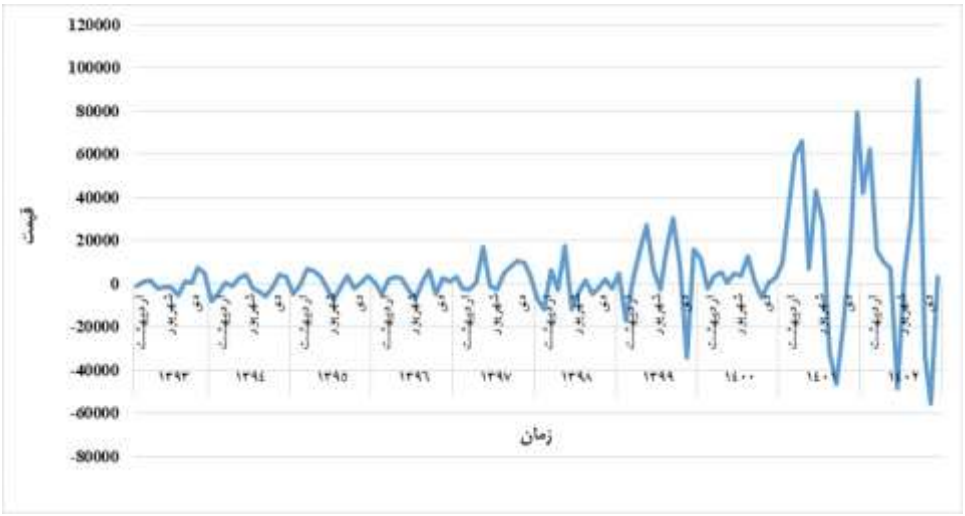
در جدول ۱، شمای کلی از متغیرهای قیمت مرغ در مرغداری، کشتارگاه و خرده‌فروشی به نمایش درآمده است. بر اساس اطلاعات این جدول، میانگین قیمت مرغ زنده آماده کشتار در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲ معادل ۱۶۰۵۴۷ ریال بوده و میانگین قیمت مرغ در کشتارگاه و خرده‌فروشی نیز به‌ترتیب، ۲۱۴۶۳۰ و ۲۳۳۵۱۵ ریال است. همچنین، در خرده‌فروشی، حداکثر قیمت مرغ ۱۰۲۳۹۶۱ ریال و حداقل قیمت آن ۵۵۰۳۶ ریال بوده است. کمترین واریانس مربوط به قیمت مرغ زنده و بیشترین واریانس نیز مربوط به قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی است.

جدول ۱- اطلاعات توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	واریانس
قیمت مرغ زنده آماده کشتار	۱۶۰۵۴۷	۶۷۲۴۲۱	۳۴۹۵۴	۲۹۶۳۹۸۲۹۵۲۴
قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه	۲۱۴۶۳۰	۸۷۵۶۹۶	۵۰۱۳۴	۵۱۶۵۶۷۲۶۲۱۰
قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی	۲۳۳۵۱۵	۱۰۲۳۶۹۱	۵۵۰۳۶	۶۱۹۳۶۵۲۲۴۵۶

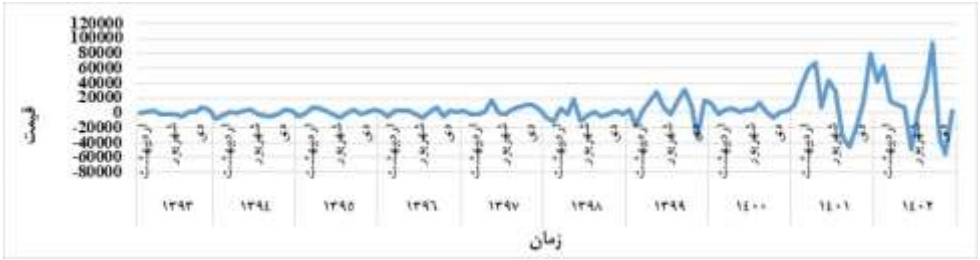
مأخذ: یافته‌های پژوهش

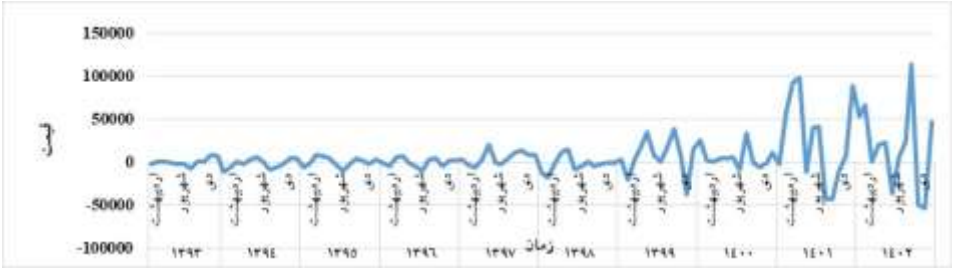
نمودارهای۲، ۳ و ٤، به‌ترتیب، روند تغییر قیمت‌ها در سطوح مرغداری، کشتارگاه و خرده‌فروشی را طی بازه زمانی مورد بررسی نمایش می‌دهند. روند تغییر قیمت‌ها نشان‌دهندۀ همگرایی بالا در همه سطوح بازار است؛ و هرچه در طول زمان، روند قیمت‌ها صعودی‌تر باشد، نوسان تغییر قیمت نسبت به دوره پیش از آن بزرگ‌تر می‌شود؛ و از این‌رو، برای بررسی عدم تقارن، باید شکست‌های ساختاری مختلف در نظر گرفته شود.



مأخذ: یافته‌های پژوهش، برگرفته از داده‌های وبگاه شرکت پشتیبانی امور دام کشور (SLAL, 2024)

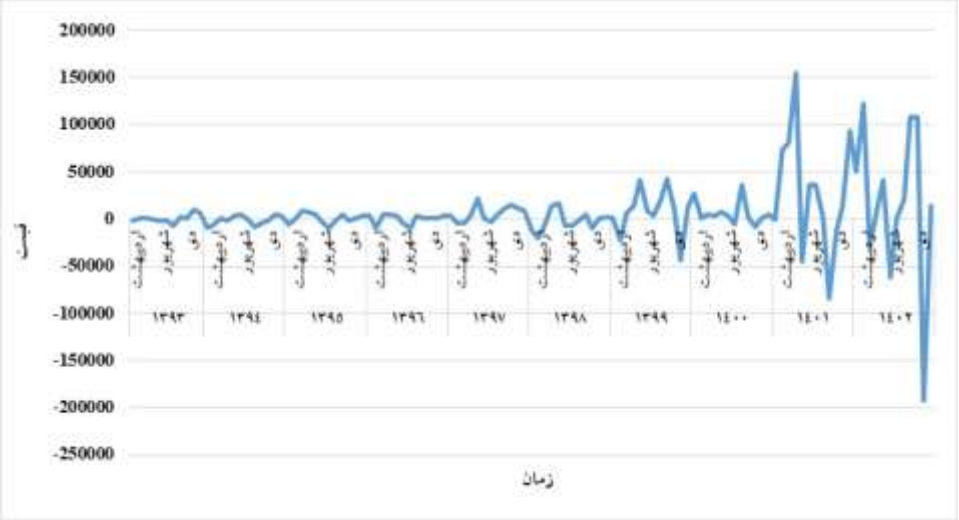
نمودار ۲- روند تغییر قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری در بازه زمانی اردیبهشت ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲





مأخذ: یافته‌های پژوهش، برگرفته از داده‌های وبگاه شرکت پشتیبانی امور دام کشور (SLAL, 2024)

نمودار ۳- روند تغییر قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه در بازه زمانی اردیبهشت ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲



مأخذ: یافته‌های پژوهش، برگرفته از داده‌های وبگاه شرکت پشتیبانی امور دام کشور (SLAL, 2024)

نمودار ۴- روند تغییر قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی در بازه زمانی اردیبهشت ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲

در برآورد سری‌های زمانی، آنچه ابتدا ضرورت دارد، انجام آزمون ریشه واحد و بررسی ساختار داده‌ها از لحاظ پایایی است. از این‌رو، آزمون ریشه واحد اندرس و لی (Enders & Lee, 2012) انجام شده، که نتایج آن در جدول ۲ آمده است و نشان می‌دهد که قیمت‌های مرغ در هر سه سطح با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه‌واحد

متغیر	k بهینه	آماره آزمون
قیمت مرغ زنده آماده کشتار	۱	۳/۴۹
تفاضل اول قیمت مرغ زنده آماده کشتار	۲	۷/۱۹***
قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه	۱	۳/۷۰
تفاضل اول قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه	۲	۸/۴۴***
قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی	۱	۳/۵۹
تفاضل اول قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی	۲	۴/۴۸**

*، ** و ***، به‌ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده، پنج و یک درصد

مقادیر بحرانی در پژوهش اندرس و لی (Enders & Lee, 2012) ارائه شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از آزمون ریشه واحد، از آزمون هم‌انباشتگی فوریه برای بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و همچنین، رابطهٔ بین قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی استفاده شده است. جدول ۳ نتایج آزمون هم‌انباشتگی فوریه را نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، می‌توان فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی را رد کرد. رد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی بین قیمت مرغ زنده در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه دلالت بر رابطه علی بین این دو متغیر دارد. نتایج، همچنین، بیانگر وجود رابطه علی بین قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی و همچنین، رابطهٔ بین قیمت مرغ زنده در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی است.

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌انباشتگی

متغیر	k بهینه	آماره آزمون هم‌انباشتگی
هم‌انباشتگی بین قیمت مرغ زنده در مرغداری و گوشت مرغ در کشتارگاه	۳	۴/۲۲**
هم‌انباشتگی بین قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و گوشت مرغ در خرده‌فروشی	۳	۸/۸۹***
هم‌انباشتگی بین قیمت مرغ زنده در مرغداری و گوشت مرغ در خرده‌فروشی	۴	۸/۲۰***

*، ** و *** ، به‌ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده، پنج و یک درصد

مقادیر بحرانی در پژوهش بانرجی و همکاران (Banerjee et al., 2017) ارائه شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو با تقریب فوریه را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که می‌توان فرضیه صفر عدم وجود علیت از قیمت مرغ زنده در مرغداری به قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و همچنین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علی از قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه به قیمت مرغ زنده در مرغداری را رد کرد. به دیگر سخن، نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه علی دوطرفه وجود دارد. همچنین، یک رابطه علی دوطرفه بین قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی و یک رابطه علی دوطرفه بین قیمت مرغ زنده در مرغداری و قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی وجود دارد.

پس از اینکه آزمون ایستایی متغیرها، هم‌انباشتگی و آزمون علیت با لحاظ شکست‌های ساختاری صورت گرفت، در مرحله بعد، با لحاظ تقریب فوریه در مدل تصحیح خطای برداری، عدم تقارن در انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار بررسی شد. ابتدا مقادیر مثبت و منفی تغییرات قیمت به‌صورت دو متغیر افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت تعریف شدند و برای متغیر افزایش قیمت، به‌جای مشاهداتی که مقادیر آنها منفی است، عدد صفر گذاشته شده و همچنین، برای متغیرهای کاهش قیمت، به‌جای مشاهداتی که مقادیر آنها مثبت است، عدد صفر جایگزین شده است. در نهایت، مدل تصحیح خطا با تقریب فوریه با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون علیت فوریه

فرضیه صفر	آماره والد	k بهینه	P + d
عدم رابطه علی از قیمت مرغ زنده در مرغداری به قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه	۲۸/۱***	۳	۳
عدم رابطه علی از قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه به قیمت مرغ زنده در مرغداری	۱۷/۷۸***	۳	۳
عدم رابطه علی از قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه به قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی	۲۰/۶***	۱	۲
عدم رابطه علی از قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی به قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه	۱۶/۶۷***	۱	۲
عدم رابطه علی از قیمت مرغ زنده در مرغداری به قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی	۴۷/۸***	۱	۲
عدم رابطه علی از قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی به قیمت مرغ زنده در مرغداری	۳۲/۰۹***	۱	۲

*، ** و *** ، به‌ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده، پنج و یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد الگوی انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغداری به کشتارگاه بر اساس مدل تصحیح خطا در جدول ۵ آمده است. آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد که مشکل خودهمبستگی در الگوی برآوردشده وجود ندارد و آماره R^2 و سطوح معنی‌داری ضرایب متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی واردشده در الگو تغییرات متغیر وابسته را به‌خوبی توضیح می‌دهند. بر اساس جدول ۵، مهم‌ترین

متغیر اثرگذار بر تغییرات قیمت گوشت مرغ در سطح کشتارگاه تغییرات قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری است. کشش متغیرهای افزایش و کاهش قیمت مرغ زنده آماده کشتار در مرغداری نشان می‌دهد که به ازای هر یک درصد افزایش در قیمت مرغ زنده در مرغداری، قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه در دوره جاری به اندازه ۱/۷۵ درصد و در دوره بعد، به اندازه ۰/۷۱ درصد افزایش می‌یابد؛ اما به ازای یک درصد کاهش در قیمت مرغ زنده در مرغداری، قیمت مرغ در کشتارگاه در دوره جاری ۰/۵۸ درصد و در دوره بعد ۰/۱۸ کاهش می‌یابد. بنابراین، اثر افزایش‌های قیمت مرغ زنده در مرغداری بر قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه نسبت به اثر کاهش‌های قیمت مرغ زنده در دوره جاری و در دوره بعد بزرگ‌تر است و آزمون‌های انتقال قیمت نیز نشان می‌دهد که این اختلاف معنی‌دار بوده و سرعت انتقال قیمت مرغ از مرغداری به کشتارگاه در کوتاه‌مدت نامتقارن است. این نکته نشان می‌دهد که افزایش قیمت مرغ در مرغداری، نسبت به کاهش قیمت مرغ در مرغداری ، خیلی سریع‌تر به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌شود. نتایج بیانگر اثر مثبت کووید-۱۹ و حذف ارز ترجیحی بر تغییر قیمت مرغ در سطح کشتارگاه است. با توجه به کشش‌های برآوردی، واکنش تغییر قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه نسبت به متغیرهای همه‌گیری کووید-۱۹ و حذف نرخ ارز ترجیحی ناچیز است. ضریب متغیرهای وقفه مقادیر منفی و غیرمنفی جزء اخلال رابطه تعادلی بلندمدت مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است؛ این نکته نشان می‌دهد که انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت نوسان‌های قیمت را در بلندمدت کاهش می‌دهد و این نوسان‌ها به سمت صفر میل می‌کند. همچنین، ضرایب این دو متغیر با استفاده از آزمون والد بررسی شد و آزمون برابری آنها صورت گرفت. نتایج نشان داد که ضرایب این دو متغیر برابر است و افزایش و کاهش قیمت مرغ زنده آماده کشتار با یک شدت و سرعت وارد بازار گوشت مرغ در سطح کشتارگاه می‌شود. به دیگر سخن، انتقال قیمت در بلندمدت متقارن است.

جدول ۵- نتایج مدل تصحیح خطا با تقریب فوریه

متغیر	ضریب متغیر	معنی‌داری	کشش
عرض از مبدأ	۶۸۳/۸	۰/۲۹	-
$\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$	۹۳۰/۹	۰/۵۶	-
$cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$	-۴۲۵۵/۱	۰/۰۹	-
کاهش در قیمت مرغ زنده در مرغداری	۱/۰۶	۰/۰۰	-۰/۵۸
افزایشی در قیمت مرغ زنده در مرغداری	۱/۳۸	۰/۰۰	۱/۷۵
کاهش در قیمت مرغ زنده در مرغداری با یک وقفه	-۰/۳۲	۰/۱۸	-۰/۱۸
افزایش در قیمت مرغ زنده در مرغداری با یک وقفه	۰/۵۵	۰/۰۰	۰/۷۱
کاهش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با یک وقفه	۰/۰۸	۰/۳۵	-۰/۰۵
افزایش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با یک وقفه	۰/۴۲	۰/۰۰	۰/۶۶
کاهش در قیمت مرغ زنده در مرغداری با دو وقفه	۰/۶۴	۰/۰۲	-۰/۳۱
افزایش در قیمت مرغ زنده در مرغداری با دو وقفه	-۰/۴۴	۰/۰۰	-۰/۵۶
کاهش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با دو وقفه	-۰/۷۷	۰/۰۰	۰/۴۲
افزایش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با دو وقفه	۰/۲۵	۰/۰۴	۰/۳۹
مقادیر منفی جزء اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	-۰/۶۶	-۰/۰۰	-۰/۲۶
مقادیر مثبت جزء اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	-۰/۷۲	۰/۰۰	-۰/۲۸
همه‌گیری کووید-۱۹	۳۹/۸	۰/۹۳	-۰/۰۰۱
حذف نرخ ارز ترجیحی	۶۵۷۶/۱	۰/۰۴	۰/۰۹
آماره دوربین واتسون : ۱/۸۷			
R^2: ۰/۹۶			
آزمون تقارن در انتقال قیمت در کوتاه‌مدت رد می‌شود		آماره والد: ۲۵/۵۶	
آزمون تقارن در انتقال قیمت در بلندمدت پذیرفته می‌شود		آماره والد: ۰/۰۶	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد الگوی انتقال قیمت مرغ از کشتارگاه به خرده‌فُروشی در جدول ۶ آمده است. آماره دوربین واتسون بیانگر نبود مشکل خودهمبستگی در الگوی برآوردشده است. آماره R^2 و سطوح معنی‌داری ضرایب متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی واردشده در الگو تغییرات متغیر وابسته را به‌خوبی توضیح می‌دهند. مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر تغییرات قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی تغییرات قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه و وقفه اول آن است. کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که به ازای هر یک درصد افزایش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه، قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی در دوره جاری به اندازه ۱/۲۱ درصد و در دوره بعد به اندازه ۱/۰۸ درصد افزایش می‌یابد؛ اما به ازای یک درصد کاهش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه، قیمت خرده‌فروشی در دوره جاری ۰/۶۳ درصد

و در دوره بعد ۰/۱۳ کاهش می‌یابد. در نتیجه، میزان افزایش قیمت خرده‌فروشی در پاسخ به افزایش قیمت کشتارگاه بیشتر از میزان کاهش آن در پاسخ به کاهش قیمت کشتارگاه است. به دیگر سخن، قیمت خرده‌فروشی نسبت به افزایش قیمت در کشتارگاه حساس‌تر است. آزمون‌های تقارن در سرعت افزایش انتقال قیمت نیز نشان می‌دهد که این اختلاف معنی‌دار بوده و سرعت انتقال قیمت مرغ از کشتارگاه به خرده‌فروشی در کوتاه‌مدت نامتقارن است. نتایج بیانگر اثر مثبت کووید-۱۹ و حذف ارز ترجیحی بر تغییر قیمت مرغ در سطح خرده‌فروشی است. به بیان دیگر، همه‌گیری کووید-۱۹ و حذف ارز ترجیی باعث افزایش نوسان قیمت شده، اگرچه با توجه به کشش‌های برآوردی، واکنش تغییر قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی نسبت به متغیرهای همه‌گیری کووید-۱۹ و حذف نرخ ارز ترجیحی ناچیز است.

جدول ۶- نتایج مدل تصحیح خطا با تقریب فوریه

متغیر	ضریب متغیر	معنی‌داری	کشش
عرض از مبدأ	-۶۵۷۰/۸	۰/۰۹	-
$\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$	۵۳۹۲/۱	۰/۰۴	-
$cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$	۵۶۱۹/۱	۰/۱۸	-
کاهش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه	۱/۰۵	۰/۰۰	-۰/۶۳
افزایش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه	۰/۷۷	۰/۰۰	۱/۲۱
کاهش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با یک وقفه	-۰/۲۲	۰/۵۷	-۰/۱۳
افزایش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با یک وقفه	۰/۷۱	۰/۰۷	۱/۰۸
کاهش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با یک وقفه	۰/۴۵	۰/۱۳	-۰/۳۹
افزایش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با یک وقفه	-۰/۴۲	۰/۲۵	-۰/۷۷
کاهش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با دو وقفه	-۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۱۷
افزایش در قیمت گوشت مرغ در کشتارگاه با دو وقفه	۰/۰۲	۰/۹۳	۰/۰۴
کاهش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با دو وقفه	۰/۳۹	۰/۰۲	-۰/۲۴
افزایش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با دو وقفه	۰/۱۰	۰/۷۱	۰/۱۸
مقادیر منفی جز اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	-۱/۸۲	۰/۰۰	-۰/۶۹
مقادیر مثبت جز اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	-۱/۰۴	۰/۰۲	-۰/۳۹
همه‌گیری کووید-۱۹	۷۹۹۵/۱	۰/۰۹	۰/۰۹
حذف نرخ ارز ترجیحی	۸۸۳۵/۷	۰/۰۹	۰/۰۷
آماره دوربین واتسون : ۲/۰۰۶ R^2 : ۰/۹۴			
آزمون تقارن در سرعت انتقال قیمت در کوتاه مدت رد می‌شود		آماره والد: ۱۴/۶۵	
آزمون تقارن در سرعت انتقال قیمت در بلندمدت پذیرفته می‌شود		آماره والد: ۱/۹۹	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد الگوی انتقال قیمت مرغ از مرغداری به خرده‌فروشـــی در جدول ۷ آمده اســـت. مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر تغییرات قیمت گوشـت مرغ در خرده‌فروشـی تغییرات قیمت مرغ زنده آماده کشـتار در مرغداری و وقفه اول آن اسـت. کشـش متغیرهای افزایش و کاهش قیمت گوشـت مرغ در مرغداری نشـان می‌دهد که به ازای هر یک درصـد افزایش در قیمت گوشـت مرغ در مرغداری، قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی در دوره جاری به اندازه ۱/۲۶ درصد و در دوره بعد به اندازه ۰/۳۳ درصد افزایش می‌یابد؛ اما به ازای یک درصد کاهش در قیمت گوشت مرغ در مرغداری، قیمت خرده‌فروشی در دوره جاری ۰/۷۳ درصـــد و در دوره بعد ۰/۳۶ درصـــد کاهش می‌یابد. بنابراین، در مجموع، اثر افزایش‌های قیمت گوشت مرغ در مرغداری از اثر کاهش‌های آن بر قیمت خرده‌فروشی بزرگ‌تر است. آزمون‌های تقارن در سرعت انتقال قیمت نیز نشان می‌دهد کـه افزایش‌های قیمت مرغ زنده بیشتر از کاهش قیمـــــت مرغ زنده در مرغداری به سـطح خرده‌فروشـی منتقل می‌شـود. این آزمون‌ها، همچنین، بیانگر انتقال متقارن قیمت در بلندمدت بین سطوح مرغداری و خرده‌فروشـی بازار گوشت مرغ اسـت. بر اساس نتایج جدول ۷ حذف ارز ترجیحی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تغییر قیمت مرغ در سطح خرده‌فروشی است.

جدول ۷- نتایج مدل تصحیح خطا با تقریب فوریه

متغیر	ضریب متغیر	معنی‌داری	کشش
عرض از مبدأ	-۱۸۲/۴	۰/۹۶	-
$\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$	۶۴۹۵/۳	۰/۰۶	-
$cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$	-۶۵۳۸/۲	۰/۲۱	-
کاهش در قیمت گوشت مرغ زنده در مرغداری	۱/۴۲	۰/۰۰	-۰/۷۳
افزایش در قیمت گوشت مرغ زنده در مرغداری	۱/۰۲	۰/۰۰	۱/۲۶
کاهش در قیمت گوشت مرغ زنده در مرغداری با یک وقفه	-۰/۶۷	۰/۰۵	-۰/۳۶
افزایش در قیمت گوشت مرغ زنده در مرغداری با یک وقفه	۰/۲۷	۰/۸۳	۰/۳۳
کاهش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با یک وقفه	۰/۵۰	۰/۰۳	-۰/۴۲
افزایش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با یک وقفه	۰/۱۰	۰/۶۴	۰/۱۹
کاهش در قیمت گوشت مرغ زنده در مرغداری با دو وقفه	-۰/۹۴	۰/۰۰	۰/۴۳
افزایش در قیمت گوشت مرغ زنده در مرغداری با دو وقفه	-۰/۲۴	۰/۸۲	-۰/۳۰
کاهش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با دو وقفه	۰/۶۹	۰/۰۰	-۰/۴۲
افزایش در قیمت گوشت مرغ در خرده‌فروشی با دو وقفه	۰/۱۵	۰/۸۱	۰/۲۸
مقادیر منفی جز اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	-۱/۵۱	۰/۰۰	-۰/۸۲
مقادیر مثبت جز اخلال رابطه تعادلی بلندمدت	-۱/۴۰	۰/۰۰	-۰/۷۶
همه‌گیری کووید-۱۹	۵۹۵۶/۲	۰/۳۳	۰/۱۸
حذف نرخ ارز ترجیحی	۳۲۳۲۷	۰/۰۰	۰/۱۴
آماره دوربین واتسون : ۲/۰۴ R^2 : ۰/۹۰			
آزمون تقارن در سرعت انتقال قیمت در کوتاه مدت رد می‌شود		آماره والد: ۱۲/۴۶	
آزمون تقارن در سرعت انتقال قیمت در بلندمدت پذیرفته می‌شود		آماره والد: ۰/۱۱	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر به ارزیابی رفتار انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار گوشت مرغ در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۳ تا اسفند ۱۴۰۲ پرداخته و در این راستا، با توجه به تکانه‌های مختلف از جمله تحریم‌های اقتصادی، خروج آمریکا از توافق برجام، همه‌گیری کووید- ۱۹ و حذف ارز ترجیحی، از تقریب فوریه برای لحاظ شکست‌های ساختاری در بهره‌گیری از تصحیح خطا برای بررسی چگونگی انتقال قیمت استفاده شده است؛ همچنین، در آزمون‌های ایستایی متغیرها، هم‌انباشتگی و علیت بین متغیرها، شکست‌های ساختاری را در نظر می‌گیرد. نتایج بیانگر وجود رابطه علی دوطرفه در سطوح مختلف بازار

گوشت مرغ بوده است. به دیگر سخن، قیمت مرغ در هر سطحی نه‌تنها از قیمت مرغ در سطوح دیگر تأثیر می‌پذیرد، بلکه بر آنها نیز تأثیر می‌گذارد. بر اساس این نتیجه، آثار تکانه‌های مختلف چه مثبت و چه منفی به طرف تولید محدود نشده، به قیمت‌ها در سطح کشتارگاه و قیمت مصرف‌کننده منتقل می‌شود و در مقابل، تکانه‌های مختلف بازار به قیمت در سطح مزرعه (مرغداری) منتقل می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که کشش‌های افزایش قیمت‌ها بزرگ‌تر از کشش‌های کاهش قیمت‌ها در سطوح مختلف بوده و آزمون تقارن در کوتاه‌مدت نیز بیانگر انتقال نامتقارن قیمت در کوتاه‌مدت است. آزمون تقارن در بلندمدت نیز بیانگر انتقال قیمت متقارن در بلندمدت در سطوح مختلف بازار است. مقایسه نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش‌های پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar et al., 2019)، هیلن (Hillen, 2021)، کول و همکاران (Cole et al., 2023) و برزگر دوین و همکاران (Barzegar Devin et al., 2024) نشان می‌دهد که عدم تقارن در انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی متداول است. همچنین، در مطالعه نیکوکار و همکاران (Nikoukar et al., 2010)، انتقال نامتقارن قیمت از سطح مزرعه (دامداری) به کشتارگاه و نیز از مزرعه به خرده‌فروشی در کوتاه‌مدت تأیید شده است. با وجود انتقال نامتقارن قیمت در کوتاه‌مدت، می‌توان نتیجه گرفت که دخالت دولت برای اصلاح فرآیند قیمت در کوتاه‌مدت ضروری است. بنابراین، تأمین نهاده‌های طیور با قیمت مناسب، حمایت از تولید داخلی نهاده‌های طیور، تخصیص تسهیلات بانکی با شرایط مناسب به مرغداران و بهبود زنجیره تأمین برای کاهش هزینه تولید توصیه می‌شود. در نتیجه عدم تقارن در انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ، مصرف‌کنندگان قیمتی بیش از هزینهٔ تمام‌شده می‌پردازند و زیان می‌بینند؛ و عوامل بازاریابی از نوسان‌های قیمت سود می‌آجویند. بنابراین، دولت می‌تواند با اجرای سیاست‌هایی نظیر ذخیره‌سازی و توزیع مرغ در مواقع کمبود و یا افزایش قیمت و تعیین سقف قیمت برای مرغ در مواقع بحرانی و ضروری، از مصرف‌کنندگان حمایت کند. همچنین، سرعت کم تعدیل اختلاف قیمت می‌تواند ناشی از غیرشفاف بودن اطلاعات بازارهای مختلف باشد که در این صورت، می‌توان با ایجاد نهادهای اطلاع‌رسانی کـه قیمـت نهاده‌ها، هزینه‌های تولید، فراوری و بازاریابی، و نیز مقدار تولید گوشت مرغ در مناطق مختلف کشور را در دسترس همگان قرار بدهند، به افزایش سرعت تعدیل اختلاف قیمت کمک کرد.

منابع

1. Allen, G. R. (1959). Agricultural Marketing Policies. Basil Blackwell. Oxford.

2. Amsler, C., & Lee, J. (1995). An LM test for a unit root in the presence of a structural change. *Econometric Theory*, 11(2), 359-368. DOI: 10.1017/S026646660000921X.
3. Apergis, N., Bulut, U., Ucler, G., & Ozsahin. S. (2021). The causal linkage between inflation and inflation uncertainty under structural breaks: evidence from Turkey. *Manchester School, University of Manchester*, 89(3), 259-275.
4. Azadbar, F., Eshraghi, F., Joolaei, R., & Keramatzadeh, A. (2024). Investigating asymmetric price transmission and monopoly in Iran's red meat import market. *Agricultural Market and Economics*, 1(2), 101-110. [In Persian]
5. Azzam, A. M. (1999), Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 525-533.
6. Banerjee, P., Arčabić, V., & Lee, H. (2017). Fourier ADL cointegration test to approximate smooth breaks with new evidence from crude oil market. *Economic Modelling*, 67, 114-124. DOI: 10.1016/j.econmod.2016.11.004.
7. Barzegar Devin, M., Nikookar, A., & Ejlali, F. (2024). Modeling price transfer between farm and retail in Iran's horticultural market (case study of apple product). *Scientific Quarterly Journal of Majlis and Rahbord*. DOI: 10.22034/mr.2024.15822.5576. [In Persian]
8. Capps, Jr., O., & Sherwell, P. (2005). Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk producs. Selected Paper pPepared for Presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24-27.
9. Cattivelli, L., & Antonioli, F. (2023). When cointegration is interrupted: price transmission analysis in the Italian dairy-feed industry. *Agribusiness*, John Wiley & Sons, Ltd., 39(3), 744-761.
10. Cole, L. P., Hennessy, T., Eakins, J., & Thorne, F. (2023). Price transmission analysis of Irish butter export prices in the world butter market. *International Food and Agribusiness Management Review*, 26(5), 904-921.
11. Cramon-Taubadel, S., & Loy, J. P., (1996). Price asymmetry in the international wheat market: comment. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44, 311-317.

12. Ehsany, M., & Bakhshoodeh, M. (2020). Investigation of cereal price transmission in Fars province. *Agricultural Economics*, 14(1), 145-165. DOI: 10.22034/iaes.2020.129892.1776. [In Persian]
13. Enders, W., & Lee, J. (2012). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2011.00662.
14. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
15. Etuah, S., Amoah Osei, A. A., Adams, F., Abunyuwah, I., Oppong Mensah, N., Owusu Asante, B., & Nimoh, F. (2024). Vertical price transmission in agricultural markets in Ghana. *Scientific African*, 26(e02409), 1-13.
16. Ferrer-Pérez, H., & Gracia-de-Rentería, P. (2020). Asymmetric price volatility transmission in the Spanish fresh wild fish supply chain. University of Chicago Press, *Marine Resource Economics*, 35(1), 65-81. DOI: 10.1086/707786.
17. Ganji, A. (2015). Investigating price transfer and analyzing the efficiency of the crop market in Kurdistan province. Master Thesis in Agricultural Engineering, Kurdistan University, Sanandaj. [In Persian]
18. Gardner, B. L. (1975). The farm-retail price spread in a competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 57, 399-409.
19. Hansen, B. (1994). Determinants of the farm-retail milk price spread. *Agricultural Information Bulletin*, NP: 693.
20. Harshana, P. V. C., & Ratnasiri, S. H. (2023). Asymmetric price transmission along the supply chain of perishable agricultural commodities: a nonlinear ARDL approach. *Economic Asymmetries*, 27, E00305.
21. Hillen, J. (2021). Vertical price transmission in Swiss dairy and cheese value chains. Springer, Italian Society of Agricultural Economics (SIDEA), *Agricultural and Food Economics*, 9(1), 1-21.
22. Houck, J. P. (1977). An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3), 570-572.
23. Hsiao, Y. J., Chen, S. C., & Nan, F. H. (2025). Price transmission relationships in Taiwan seafood supply chain: tilapia (Oreochromis niloticus) and milkfish (Chanos chanos). *Aquaculture*, 595. Part2. 741671.

24. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
25. Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089. DOI: 10.1162/00346 53037 72815961.
26. Meyer, J., v., & Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55 (3), 581-611.
27. Miller, J. D., & Hayenga, M. L. (2001). Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83, 551-561.
28. Mojaverian, M., Eshghi, F., Amirnejad, H., & Taghipour Kandsar, M. (2022). Analysis of poultry meat price transmission in selected provinces based on arbitrage pricing theory: application of simultaneously equations approach with two variable thresholds. *Agricultural Economics*, 16(1), 57-79. DOI: 10.22034/iaes.2022.541384.1886. [In Persian]
29. Mojaverian, S. M., Taghipour Kandsar, M., & Amirnejad, H. (2023). Asymmetry in chicken meat spatial price transmission in Iran. *Agricultural Economics Research*, 15(2), 58-72. DOI: 10.30495/jae.2023.27657.2233. [In Persian]
30. Nazlioglu, S., Gormus, N. A., & Soytas, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*, 60(1), 168-175. DOI: 10.1016/j.eneco.2016.09.009.
31. Nikoukar, A., Hosseini, S., & Dourandish, A. (2010). Price transmission model for Iranian beef industry. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 24(1), 23-32. DOI: 10.22067/jead2.v1389i1.3488. [In Persian]
32. Pishbahar, A., Ferdowsi, R., & Asadollahpour, F. (2019). Price transfer in the Iranian chicken meat market: using the Markov model of Autoregressive Switching. *Journal of Economics and Development Research*, 50-2(1), 1-17. [In Persian]

33. Pishbahar, E., Ferdowsi, R., & Assadollahpour, F. (2015). Price transmission of chicken: usage of Markov-Switching Vector Autoregressive (MSVAR) approach. *Agricultural Economics*, 9(2), 55-72. [In Persian]
34. Schmidt, P., & Phillips, P. C. (1992). LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287. DOI: 10.1111/j.1468-0084.1992.tb00002.x.
35. SCI (2022). Expenses and income of urban and rural households across Iran. Statistical Center of Iran (SCI), Tehran. Available at www.amar.org.ir. [In Persian]
36. Serra, T., & Goodwin, B. K. (2003). Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. *Applied Economics*, 35, 1889-1899. DOI: 10.1080/0003684310001628774.
37. Shokoohi, Z., Tarazkar, M., & Nasrnia, F. (2021). Assessing the asymmetric effect of corn price on chicken meat price in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 35(2), 193-204. [In Persian]
38. SLAL (2024). Chicken price behavior at the poultry farm, slaughterhouse, and retail levels during April 2014-March 2024. State Livestock Affairs Logistics (SLAL), Tehran. Available at https://www.iranslal.com. [In Persian]
39. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. Available at https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:econom:v:66:y:1995:i:1-2:p:225-250.
40. Zachariasse, V., & Bunte, F. (2003). How are farmers faring in the changing balance of power along the food supply chain? OECD Conference on Changing Dimensions of the Food Economy: Exploring the Policy Issues, The Hague, 6-7 February 2003.
41. Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.