Journal of Agricultural Economics Research

Summer 2023. Vol 15. Issue 2

ISSN (Print): 2008-6407 - ISSN (Online): 2423-7248

Research Paper

Asymmetry in Chicken Meat Spatial Price Transmission in Iran

Masoud Taghipou kandsar[1], Seyed Mojtaba Mojavarian [2*], Hamid Amirnejad [3]

1-Graduated PhD, Department of Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University.

2-Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University.

3-Professor, Department of Agricultural Economics, Sari Agricultural Sciences and Natural Resources University.

Received:2021/3/28
Accepted:2023/8/15
PP:57-72

Use your device to scan and read the article online

DOI:
10.30495/jae.2023.27657.2233

Keywords:
Chicken Meat, Price Transmission, Panel Data, Space Market, Threshold Regression

Abstract

Introduction: The validity of the TAR model with a fixed threshold in a time series variable wich has a trend, is misleading due to the existence of permanent inflation in the general level of prices. Most studies in Iran do not pay attention to this issue. in this paper we apply two innovations; First, the use of a variable (but exogenous) threshold point, second, the use of pannel data that shows the possibility of revealing the heterogeneity of price transfer patterns between different markets.

Materials and methods: The data includes the monthly retail price of chicken in Tehran, Isfahan, Mazandaran and Golestan during the years 2003 to 2018. A threshold autoregression model was used to show the relationship between prices in different markets. In this model, the threshold is not fixed and is a function of the transportation cost in each period and each two markets.

Findings: The results showed that the price transmission of chicken meat between the four markets is asymmetric and in the case where the price gap is more than the cost of transportation, the price transmission is fast and unstable. In another case, when the price difference is less than the transportation cost, the price transmission is stable. Hausman test showed that the price transmission has a random component, but it does not affect the parameters and the regime change is based on the transportation cost.

Conclusion: Government policies in the chicken meat market have caused a slower price transfer between them. It also helps to explain the market better by using threshold patterns that do not have a fixed threshold point.

Citation: Taghipou kandsar M., Mojaverian S. M., Amirnejad H.(2023). Investigating Asymmetry in Chicken Meat Price Transmission in Markets between Selected Provinces of Iran. Journal of Agricultural Economics Research.15(2):58-72

*Corresponding author: seyed Mojtaba Mojaverian
Address: Department of Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
Tell: 0098 11 33365570
Email: mmojaverian@sanru.ac.ir

Extended Abstract

Introduction:

One of the most challenges of the agricultural sector in many countries, especially the less developed countries such as Iran, is the inefficiency of the agricultural products price transmission system, which, along with the traditional methods of production, is an obstacle for agriculture development, food security, self-sufficiency in production and export growth. Production in the agricultural sector is faced with random and unpredictable impulses caused by weather conditions, pests and natural disasters such as fire. All these impulses along with other impulses on the demand side eventually cause price fluctuations in the market. Related markets cause the transmission of market and price shocks between them. However, the transmission speed in raising and falling conditions of price is not necessarily symmetrical. Asymmetric transmission means that the speed of price transmission from one market to another depends on the direction of changes. In a perfectly competitive market, price changes are quickly transmitted to different market levels and price transmission is symmetric. The asymmetric transfer of the price causes the profit created by the price increase to be assigned to the marketing agents and leads to an increase in the market margin and final product prices. In terms of modeling, Threshold Regression (TR) or Threshold auto Regression (TAR) is often used for the asymmetric behavior of prices. In countries like Iran, the validity of the TAR model in a time series variable wich has trend (inflation), is misleading and has no generalizability for a long run when we apply a fixed threshold, most studies do not pay attention to this issue, the purpose of the research is to investigate price transmission It is between space markets with two innovations; First, the use of a variable (but exogenous) threshold limit, second, the use of combined data that shows the possibility of revealing the heterogeneity of price transfer patterns between different markets.

Materials and Methods

Data include the monthly retail price of chicken in four important producing and consuming provinces of Iran: Tehran, Isfahan, Mazandaran and Golestan during the years 2003 to 2018. The main variables of the model are the price gap between the any two provinces and the transportation cost of per unit of product between the provincial centers. The threshold point (cut in regression line) is where the price gap between provinces is equal to the cost of transportation. Since the cost of transportation is not constant over time due to inflation, the breaking point changes during the period under review. Research innovation is the use of a variable but exogenous as threshold point. in theoretically viewpoint, the arbitrageur starts his activity when the price gap between two markets is greater than the cost of transporting the product unit. Due to the price and trade interventions of the government, the price is not necessarily lower in the producing provinces and sometimes the trade of goods is reversed.

Findings

Due to the collected data, the retail price of chicken in these four markets has a high correlation with each other, and the possibility of price independence in each of these markets is close to zero. According to the autocorrelation functions, the first order autoregression model was used. The estimation results show that if one unit increases in the price gap of one period in the symmetrical transmission model, about 0.82 is transferred to the next period. In other words, the rate of price adjustment due to the activity of arbitrageurs is 0.18 during a period. But in the asymmetric transmission model and paying more attention to the activity of arbitrageurs and their profit, with one unit increase in the price difference in one period, about 0.89 units is transferred to the next period. In other words, the adjustment speed of price difference momentum is 0.11 units. In the case that the price difference is less than the transportation cost, as a result of one unit increase in the price difference between the two markets, only 0.1 unit will be transferred to the next period (which is not statistically significant) so in this The regime of changes is more stable. The specification test of the model proved that the transfer of chicken meat prices between the four selected provinces is asymmetric. Also, Hausman's test showed that price transmission has a random component but is not effective on the parameters and the regime change is based on transportation cost.

Materials and Methods

Chicken meat is considered a strategic product whose importance is linked to food security and community health on the demand side and employment, capital and trade on the supply side. The Iranian government intervenes heavily in this market and tries to regulate and stabilize it by pricing policies, paying subsidies, importing or exporting products. This study showed that the government's efforts have deactivate the market mechanism and price transmission does not happen easily. There are slow price adjustments and price stickiness. Based on the results, it can be predicted: a) Reducing the real cost of transportation will increase the continuity of the markets and will bring its benefits such as food security. b) The low speed of adjustment of the price difference can be caused by the non-transparency of the information of different markets, in which case the creation and

expansion of information systems will help to increase the speed of adjustment of the price gap. Also, for a better understanding of the functioning of markets, it is suggested to use TAR model with endogenous threshold. Because these models are able to better explain the price behavior in different markets.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

All subjects full fill the informed consent.

Funding

This work was supported by the Agricultural Sciences and Natural Resources University, Iran .

Authors' contributions

Design and conceptualization: Mojtaba Mojaverian Methodology and data analysis: Hamid Amirnejad and Mojtaba Mojaverian; Supervision: Hamid Amirnejad and final writing: Masoud Taghipou kandsar

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest

فصلنامه علمی – پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی

تابستان۱۴۰۲.دوره ۱۵. شماره ۲

شاپا چاپی: ۶۴۰۷ -۲۰۰۸ – شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۷۲۴۸

مقاله پژوهشی

عدم تقارن انتقال قیمت در بازارهای گوشت مرغ ایران

مسعور تقی‌پور کندسر[۱]، سید مجتبی مجاوریان[۲] ، حمید امیرنژاد[۳]

۱. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

۳. استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱/۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۵/۲۴

شماره صفحات:۷۲-۵۸

از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

DOI:
10.30495/jae.2023.27657.2233

واژه‌های کلیدی:
پیوستگی بازار، بازار فضایی، داده‌های ترکیبی، رگرسیون آستانه ای، گوشت مرغ

چکیده

مقدمه: اعتبار الگوی TAR در متغیر سری‌زمانی دارای روند، بعلت وجود تورم دائمی در سطح عمومی قیمت‌ها با یک آستانه ثابت، خدشه دار می‌شود، اغلب مطالعات در ایران به این موضوع توجهی ندارند، هدف تحقیق بررسی انتقال قیمت بین بازارهای فضایی با دو نوآوری است؛ نخست، استفاده از حد آستانه متغیر (اما برون‌زا)، دوم، استفاده از داده‌های ترکیبی است که امکان آشکار سازی ناهمگنی الگوهای انتقال قیمت بین بازارهای مختلف را نشان می‌دهد.

مواد و روشها: داده‌ها شامل قیمت ماهانه خرده‌فروشی مرغ در تهران، اصفهان، مازندران و گلستان طی سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. برای نشان دادن رابطه بین قیمتها در بازارهای مختلف از مدل خود رگرسیونی آستانه‌ایی استفاده شد. در این الگو آستانه ثابت نبوده و تابعی از هزینه حمل در هر دوره می‌باشد.

یافته ها: نتایج نشان داد انتقال قیمت گوشت مرغ بین چهار بازار نامتقارن و در حالتی که اختلاف قیمت بیش از هزینه حمل است باشد انتقال قیمت به سرعت اتفاق افتاده و ناپایدار است. در حالت دیگر هنگامیکه اختلاف قیمت کمتر از هزینه حمل باشد انتقال قیمت پایدار است آزمون هاسمن نشان داد که انتقال قیمت دارای جزء تصادفی اما بر پارامترها موثر نیست و تغییر رژیم مبتنی بر هزینه حمل می‌باشد.

نتیجه‌گیری: سیاستهای دولت در بازار گوشت مرغ باعث انتقال کندتر قیمت بین آنها شده است. همچنین با استفاده از الگوهای آستانه ایی که نقطه آستانه ثابت نباشد به تبیین بهتر بازار کمک می می کند

* **نویسنده مسئول:** سید مجتبی مجاوریان

نشانی: گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، ایران

تلفن: ۰۱۱۳۳۳۶۵۵۷۰

پست الکترونیکی: mmojaverian@um.ac.ir

مقدمه

درگذشته تولید کشاورزی تا حدود زیادی جهت مصرف خانگی صورت می‌گرفته و بیشتر جنبه سنتی و خود مصرفی داشته است. بدین جهت و به دلیل نبود مفهوم مبادله در معنای امروزی، نوسانات قیمتی جایگاه خاصی در اقتصاد معیشتی نداشت. لیکن با گذار از کشاورزی سنتی و افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی، بررسی بازارهای محصولات کشاورزی از اهمیت خاصی برخوردار است (۱).

تولید در بخش کشاورزی با تکانه‌های تصادفی و غیر قابل پیش-بینی ناشی از شرایط آب و هوایی، آفت و بلایای طبیعی همچون آتش‌سوزی رو به رو است. تمامیاین تکانه‌ها به همراه سایر تکانه-های طرف تقاضا نهایتا موجب بروز نوسانات قیمت در بازار می-گردد. از طرف دیگر تکانه‌های قیمت محصولات کشاورزی، عملکرد بخش کشاورزی و نیز رفاه مصرف کننده و تولیدکننده را به شدت تحت تاثیر قرار می‌دهند. عوامل گوناگونی موجب تغییر قیمت محصولات کشاورزی می شوند. در سمت تقاضا، تغییر در قیمت کالاهای جانشین و مکمل، سطح درآمد مصرف‌کنندگان، تغییر انتظارات و جمعیت به تغییر تقاضا منجر می‌شود و با به وجود آوردن کمبود یا مازاد تقاضا، قیمت ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در سمت عرضه نیز تغییر فناوری تولید، قیمت نهاده‌ها و تغییرات آب و هوایی باعث انتقال تابع عرضه و در نتیجه تغییر قیمت می‌شود. از سوی دیگر قیمت محصولات کشاورزی تحت تأثیر تغییر هزینه های بازاریابی تغییر می‌کند(۲). تغییر قیمت‌های کشاورزی می‌تواند پیامدهای اقتصادی–اجتماعی گسترده‌ای داشته باشد. تاثیر فوری این تغییرات، متوجه مصرف مواد غذایی و تولید محصولات کشاورزی می‌باشد (۳). یکی از مهمترین عوامل موثر بر تصمیم گیری برای فعالان و بنگاه‌های اقتصادی، قیمت کالاها و خدمات است (۴). قیمت‌ها، مهم ترین تعیین-کننده‌های سطح درآمد کشاورزان، مبادله کنندگان و صادرکنندگان کالاهای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند. قیمت کالاها و خدمات باعث ایجاد علائمی برای تصمیم‌سازی کارگزاران و بنگاه‌های اقتصادی برای تخصیص منابع محدود یک جامعه در بین خواسته‌های نامحدود آن است(۵). قیمت به عنوان یک مکانیزم اصلی پل ارتباطی بین قسمت‌های مختلف یک بازار است (۴). به همین دلیل تجزیه و تحلیل قیمت کالاهای کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی دارای اهمیت زیاد در اقتصاد کشاورزی کشورها و تخصیص منابع ملی آنها می‌باشد. در این خصوص، بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی به فرآیند انتقال قیمت در ساختار بازارهای مرتبط توجه نشان داده‌اند (۶–۸). مسائل مهمیکه سطح رفاه تولیدکنندگان، عوامل بازاریابی و مصرف‌کنندگان محصولات کشاورزی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، انتقال قیمت است. به‌همین دلیل تجزیه و تحلیل قیمت محصولات کشاورزی نقش تعیین کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد و یکی از مهم‌ترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی است (۹). عوامل گوناگونی موجب تغییر قیمت محصولات کشاورزی می شوند. در سمت تقاضا، تغییر در قیمت کالاهای جانشین و مکمل، سطح درآمد مصرف‌کنندگان، تغییر انتظارات و جمعیت به تغییر تقاضا منجر می‌شود و با به وجود آوردن کمبود یا مازاد تقاضا، قیمت ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در سمت عرضه نیز تغییر فناوری تولید، قیمت نهاده‌ها و تغییرات آب و هوایی باعث انتقال تابع عرضه و در نتیجه تغییر قیمت می-شود. از سوی دیگر قیمت محصولات کشاورزی تحت تأثیر تغییر هزینه‌های بازاریابی تغییر می‌کند (۲).

قیمت‌ها از جمله متغیرهایی هستند که تحلیل رفتار آن‌ها می‌تواند به شناخت بیشتر ساختار بازار کمک کند. قیمت منجر به اتخاذ تصمیم در مورد تخصیص منابع و ترکیب محصول از سوی کارگزاران اقتصادی می‌شود. بنابراین اقتصاددانانی که بازار را مطالعه می کنند علاقمندند فرآیندهای انتقال قیمت را بشناسند (۱۰). از انتقال قیمت، تاثیری است که تغییرات قیمت یک کالا، یک مکان، یک زمان و یک سطح بازاریابی بر روی کالاهای، مکان‌های ، زمان‌های و سطوح دیگر بازاریابی می‌گذارد. انتقال قیمت در بازار یک کالا، از ساختار بازار اثر می‌پذیرد. انتظار می‌رود در ساختار رقابتی بدلیل شفافیت، سیالیت و نهایتا رانت صفر انتقال قیمت سریع و متقارن باشد. اما در بازارهای واقعی موانعی مانند چسبندگی و ساختارهای غیر رقابتی عدم تقارن در انتقال قیمت را در پی دارد. مطالعات متعدد انجام گرفته در اکثر نقاط جهان بی-شک بیانگر این واقعیت است که قیمت محصولات کشاورزی در قیاس با قیمت سایر کالاها از نوسانات بیشتر و شدیدتری برخوردار است (۸). نامتقارن به این معنی است که سرعت انتقال قیمت از یک بازار به بازار دیگر وابسته به سطح قیمت‌ها یا جهت تغییرات است. در یک بازار رقابت کامل، تغییر قیمت‌ها به سرعت به سطوح مختلف بازار منتقل می‌شود و انتقال قیمت متقارن است (۱۰). این اهمیت زمانی روشن تر می شود که اثر افزایش یا کاهش قیمت تولیدکننده بر قیمت مصرف کننده به صورت نامتقارن در بازار واقع شود (۱).

یکی از چالش‌های اساسی بخش کشاورزی در بسیاری از کشورها بخصوص کشورهای کمتر توسعه‌یافته از جمله ایران، ناکارایی سیستم انتقال قیمت محصولات کشاورزی است که در کنار روش‌های سنتی تولید مانعی در تحقق پیشرفت و توسعه بخش کشاورزی، امنیت غذایی، خودکفایی در تولید و رشد صادرات بوده است(۱۱). یکی از مصادیق کارایی بازار، کارایی

قیمت می باشد. کارایی قیمت نیز خود تحت تأثیر عوامل و شاخص‌های متعددی است که یکی از مهم‌ترین آن‌ها مسئله انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. وجود تقارن در بازار حاکی از عدم وجود چسبندگی در بین بازارها است (۱۲). انتقال نامتقارن قیمت موجب می شود تا سود ایجاد شده ناشی از افزایش قیمت به عوامل واسطه بازاریابی تعلق گرفته و منجر به افزایش حاشیه بازار و قیمت‌های نهایی محصول شود (۱۳). مطالعات متعددی ابعاد مختلف انتقال قیمت را مورد توجه قراردادند.

برخی مطالعات در بازارهای گوشت مرغ و بازار گوشت گوساله عمدتا در ایرانبا بررسی اثرات کوتاه مدت و بلند مدت انتقال قیمت عمودی با استفاده از اثر هم انباشتگی، خودرگرسیونی و تصحیح و خطای آستانه ای به سرعت بیشتر انتقال قیمت در هنگام افزایش نسبت به کاهش قیمت از مناطق تولیدی به مناطق مصرف اشاره داشتند که شاید ناشی از انتظار تورمی جامعه باشد (۱۴،۵–۱۶).

تعدای از مطالعات در زمینه گوشت، پسته و ذرت اهمیت زمان تعدیل را مورد توجه قرار داده‌اند تعدادی از تحقیقات به اهمیت زمان تعدیل توجه کردند و نشان دادند عدم تقارن در انتقال قیمت پدیده‌ای کوتاه مدت است (۱۷–۱۹). بررسی سرعت انتقال قیمت در سطوح بازار توجه گروه دیگری از محققین را جلب کرد است. نتایج مطالعات متفاوت بود درحالیکه در برخی مطالعات مانند (۱۶،۱۹–۲۳) به ترتیب در بازار محصولاتی چون گوشت گوساله، شیر، پیاز، ذرت، میگو و واد غذایی فروشگاهی به عدم تقارن انتقال قیمت در بین سطوح بازاریابی اذعان کردند. همچنینین مطالعات مانند سانترامو و جدر (۲۴) و (۲۵) در محصولات گوجه فرنگی و گل کلم اعتقاد به وجود تقارن را در بیشتر بازارهای مورد مطالعه داشتند. محمدرضازاده و همکاران (۲۶) و شولت و موشوف (۲۷) در بررسی بازار به ترتیب زعفران و نهاده‌های دام نشان دادند ساختار بازار بر تقارن و یا عدم تقارن انتقال قیمت موثر است.بررسی‌ها نشان می‌دهد تعداد کمیاز مطالعات بر سرعت انتقال قیمت در بازارهای افقی انجام گرفته‌اند. در این راستا مطالعات لیو (۲۸)، دانگ و همکاران (۲۹) و پولنکو و لورنته (۳۰) به ترتیب در بازار گوشت قرمز، گوشت و آبزیان نشان دادند عدم تقارن در انتقل قیمت در بین بازارهای فضایی وجود دارد.

آش و هارتمن (۳۱) انتقال قیمت و پیوستگی بازارهای افقی و عمودی ماهی قزل آلا را در دو زنجیره‌ای که مبدا (تامین‌کننده) آنها کشورهای انگلستان و نروژ و مقصد آن بازار خرده‌فروشی فرانسه بود، مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از تحلیل رگرسیونی، نتایج مطالعه آنها نشان داد انتقال قیمت در بازارهای افقی سریعتر از بازارهای عمودی اتفاق می‌افتد.

بخش زیادی از مطالعات داخلی انجام شده به بررسی انتقال قیمت در بازارهای عمودی پرداخته اند، در کنار آن بیشتر مطالعات از روش‌های سری زمانی آستانه ای با آستانه ثابت بصورت دو یا سه رژیم استفاده کرده اند. در این مطالعه پیوستگی بازارهای گوشت مرغ در چهار استان منتخب به عنوان بازارهای فضایی از طریق انتقال قیمت گرفته است. علاوه بر این اندازه گیری انتقال قیمت با رویکرد جدید، استفاده از مدل با داده‌های ترکیبی و همچنین استفاده از آستانه متغیر ولی برونزا مورد توجه قرار گرفته است که متفاوت با مطالعات مشابه است. گوشت مرغ محصول اساسی سبد مصرفی خانوار ایرانی و بیشترین دارای بالاترین سهم منابع ازتامین نیازهای پروتئینی سرانه‌ی کشور است. در سالهای اخیر مصرف سرانه گوشت مرغ در ایران افزایش چشمگیری داشته بطوری‌که مطابق با گزارش‌های آماری سالانه شرکت پشتیبانی امور دام و طیور ایران مصرف گوشت مرغ در ایران به بیش از ۲۹ کیلوگرم در سال رسیده که این میزان مصرف، ایران را در رتبه هفتم جهان در سال ۱۳۹۷ قرار داده است. ظرفیت تولید گوشت مرغ کشور سالانه کمتر از ۳ میلیون تن می‌باشد که میزان تولید سالانه حدود ۲,۳ میلیون تن و میزان صادرات بیش از ۱۰۰ هزار تن در سال می‌باشد (۳۲) [۱]. در میزان مصرف در هر استان بجز سلیقه مصرفی پروتئین، میزان جعیت هر استان عامل اصلی تعیین کننده میزان مصرف آن استان می‌باشد. (امار شرکت پشتیبانی امور دام کشور). در این میان استان تهران با جمعیت بیش از ۱۳ میلیون نفر و سرانه مصرف ۲۶ کیلوگرم رتبه اول و استان اصفهان با جمعیت حدود پنج میلیون نفر وسرانه مصرف ۲۷ کیلوگرم رتبه دوم مصرف را بین استان‌های کشور دارا می‌باشد. در مقابل استان مازندران با وجود ۲۱۲۶ مرغداری، ۱۹ کشتارگاه صنعتی و استان گلستان با دارا بودن ۷۶۷ مرغداری و ۲۰ گشتارگاه صنعتی دارای رتبه‌های نخست تولید گوشت مرغ در بین استان‌های کشور می-باشند (۳۲). با توجه به آمار فوق، استانی همانند تهران نیاز خود را از استان‌های تولید کننده و با توجه هزینه بالای حمل و نقل از استان‌های همجوار همچون مازندران، گلستان و اصفهان تامین می‌نماید. فسادپذیری گوشت مرغ تازه موجب می‌شود حمل و نقل و انبارداری آن در سردخانه پر هزینه‌ترین بخش پروسه بازاریابی منطقه ای و بین بازاری این محصول می‌باشد (۳۲). با توجه آمارهای محاسبه شده تحقیق از تفاوت قیمت بین هر یک از استان‌های مورد مطالعه در دوره زمانی مورد بررسی، قیمت‌های هر استان بنا به دلایلی در طول روند دچار تغییرات میشوند بطور

[۱] https://www.iranslal.com/index.php/fa/
گزارش آماری ماهانه شرکت پشتیبانی امور دام و طیور کشور

مثال با توجه به شکل ۳ اختلاف قیمت گوشت مرغ در استانهای تهران–مازندران در ابتدای سال ۱۳۹۶ بسیار ناچیز به نظر می‌رسد، ولی در مهر همان سال این اختلاف قیمت به حدود ۳۰۰۰ ریال افزایش و این اختلاف قیمت در ماه پایانی سال ۱۳۹۶ به حدود ۲۵۰۰ ریال تغییر می‌یابد ، در این اختلاف قیمت نشان می‌دهد گاهی اختلاف قیمتی بین دو استان مازندران و تهران وجود ندارد و در مواقعی قیمت تهران کمتر از قیمت مازندران است و مواقعی همچون انتهای سال ۱۳۹۶ قیمت در استان تهران بیشتر از مازندران می‌باشد. در نمونه ای دیگر در بازار دو استان اصفهان–گلستان در ابتدای سال ۱۳۹۶ این اختلاف کمتر ۶۰۰۰ ریال و در دی ماه ۱۳۹۶ کمتر از ۱۰۰۰ ریال و در اسفند همان سال به حدود ۲۰۰۰ ریال افزایش یافته است. با این وصف هر یک از دو استان می‌توانند بازار مقصد و مبدا با توجه به اختلاف قیمت باشند و آربیتراژگران انتقال قیمت را به توجه به هزینه حمل و نقل ایجاد یا اصلا انجام ندهند. مطابق با امارهای بدست آمده .(۳۲) هزینه حمل نقل بین استان‌ها در طی زمان مطابق با تورم افزایش قیمت داشته است. ولی در طی زمان یک سال نیز دچار نوسانات بازاری می‌باشد. هزینه حمل و نقل بین استانهای مازندران–تهران برای ابتدای سال ۱۳۹۶ حدود ۲۰۰۰ هزار ریال برای هر تن در کیلومتر می‌باشد. در همین زمان حجم ۲۹ تن گوشت مرغ کشتار آماره طبخ از تهران به مازندران ارسال شد. در همین زمان حجم ۳۴۷۴ تن مرغ از مازندران با حدود تعداد ۹۷۰ بارنامه به استان تهران جهت مصرف فرستاده شده است. حجم صادرات بین دو استان برای مهرماه که بیشترین اختلاف قیمت در سال ۱۳۹۶ وجود دارد به حدود ۴۶۲۴ تن با هزینه حمل و نقل برابر با ۳۹۶۵ ریال برای هر تن در کیلومتر، افزایش یافته است و حجم مبادله برای اسفند ۱۳۹۶ با هزینه حمل و نقل ۳۷۰۰ ریال برای هر تن در کیلومتر، به میزان ۵۶۸۳ تن بین دو استان بوده است. این اعداد نشان می‌دهد که اولا در مواقعی که اختلاف قیمت کمتر از هزینه حمل و نقل باشد حجم بیشتری از مبادله بین استان‌ها واقع می‌گردد و ثانیا با توجه به روند دایمیافزایش قیمت بطور سالانه استفاده از یک حد آستانه ثابت برای نقطه آغاز انتقال قیمت عملا غیر ممکن می‌گردد. با توجه به این امر، هدف از این مطالعه، بررسی رفتار و تاثیرپذیری قیمت گوشت مرغ در استانهای منتخب با توجه به هزینه حمل و نقل می‌باشد.

روش تحقیق

این مطالعه با استفاده از داده‌های ترکیبی انتقال قیمت افقی بازار گوشت مرغ آماده طبخ در چهار استان مازندران، گلستان، تهران و اصفهان به عنوان استان‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده در دوره زمانی مطالعه از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷ و به صورت ماهانه مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های قیمت گوشت مرغ آماده طبخ از گزارش‌های رسمیروزانه شرکت پشتیبانی امور دام کشور، داده‌های هزینه حمل و نقل از گزارش آماری ماهانه دفتر فناوری اطلاعات سازمان راهداری و حمل و نقل جاده‌ای، وزارت راه و شهرسازی و از منابع رسمی جمع‌آوری گردید.

الگوی انتقال قیمت مکانی

در مطالعات اخیر مدل (۳۳) در تجزیه و تحلیل انتقال قیمت فضایی به کار گرفته شده است تا بتواند تعدیلات نامتقارن احتمالی را محاسبه کند. در این چارچوب، واکنش قیمت در یک بازار P_1 به بازار دوم P_2 از طریق رابطه ۱ برآورد می‌شود:

$$\sum_{t=1}^{\tau}\Delta P_{1.t}=\beta_0+\beta^{+}\sum_{t=1}^{\tau}\Delta P_{2,t}^{+}+\beta^{+}\sum_{t=1}^{\tau}\Delta P_{2,t}^{-}+\varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن ΔP^{+} و ΔP^{-} به ترتیب تغییرات مثبت و منفی P را نشان می‌دهند، β، β^{+} و β^{-} ضرایب هستند و t دوره زمانی فعلی است. عدم تقارن با آزمون فرضیه $\beta^{-}=\beta^{+}$ در مدل بررسی می‌شود. برخی از تحلیلگران عبارات وقفه در $\Sigma\Delta P^{-}$ و $\Sigma\Delta P^{+}$ برای تمایز بین عدم تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت معرفی می‌کنند. تقارن بلند مدت با تعیین مساوی بودن مجموع ضرایب در این چند جمله‌ای‌ها آزمایش می‌شود در حالی که تقارن کوتاه‌مدت با تعیین یکسان بودن این چند جمله‌ها آزمایش می‌شود.

این مدل، دقت لازم به خصوصیات سری‌زمانی داده‌ها را نداشته و همانگونه که (۱۰) نشان دادند این مدل اساسا با هم انباشتگی بین دو سری قیمت ناسازگار است. بنابراین الگویی که توسط اندرس و گرنجر (۳۴) تهیه شد، برای بررسی ارتباط بین قیمت گوشت مرغ در چهار بازار منتخب کشور مورد استفاده قرار گرفت. رابطه انگل و گرنجر(۳۵) را در نظر بگیرید که رابطه تعادل بلند مدت پویا بین قیمت در یک بازار محلی P^1 و قیمت در بازار مرکزی P^2 را تعریف می‌کند:

$$P_t^1=\alpha_0+\alpha_1P_t^2+\mu_t \qquad (۲)$$

که در آن μ یک جزء خطای تصادفی با واریانس ثابت است که می‌تواند رابطه همزمان داشته باشد. آزمون پیوستگی بازار در بلندمدت در این چارچوب تأیید می‌کند که آیا رابطه طولانی مدت پایداری بین این دو سری قیمت وجود دارد؟ این بدان معناست که μ (حاشیه بازاریابی) باید ثابت باشد. اگر خطاها ثابت باشند، هیچ سود ناشی از آربیتراژ کالا وجود نخواهد داشت (۳۶). آزمون‌های پیوستگی بازار در کوتاه‌مدت با هدف تعیین اینکه آیا قیمت‌ها در بازارهای مختلف بلافاصله به این رابطه طولانی مدت پاسخ می‌دهند انجام می‌گیرد (۳۷). رویکرد انگل – گرنجر شامل استفاده از μ_t از رابطه (۳) برای برآورد ρ در رابطه ۲ می‌باشد:

$$\Delta\mu_t=\rho\mu_{t-1}+\varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در آن باقیمانده (ε_t) یک فرایند نوفه سفید است. رد فرضیه عدم هم انباشتگی نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها سری پایا با

میانگین صفر هستند. تغییر در μ_t برابر است با حاصلضرب μ_{t-1} در ρ، صرف نظر از منفی یا مثبت بودن μ_{t-1} است (۳۴). روش یوهانسن شامل تصریح رابطه ۴ است:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \vartheta_t \qquad (۴)$$

که در آن X_t یک بردار از متغیرهای تصادفی ناپایا است، π یک ماتریس ضرایب $n \times n$ است و v_t یک بردار از باقیمانده‌ها با توزیع نرمال است (۳۸). این روش مستلزم برآورد ماتریس π و آزمون فرضیه برابری رتبه با صفر است. فرض ضمنی در آزمون این است که اگر درجه (π) برابر با صفر نباشد، برای هر $x \neq 0$ سیستم تنظیم متقارن را در حدود $x = 0$ را نشان می‌دهد، Δx_{t+1} همیشه برابر با πX_t است. این فرض ضمنی در واقعیت چالش زا است هنگامیکه در واقعیت انتقال قیمت نشان از تعدیل قیمت نامتقارن بواسطه چسبندگی قیمت‌ها در یک جهت است. بدلیل چسبندگی قیمت در یک جهت با امکان تغییر علامت انحراف از تعادل بلند مدت در رابطه، الگوی TAR (خود رگرسیون آستانه) را معرفی کردند(۳۴):

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در ان I متغیر موهومیاست به نحویکه

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \ \ \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if \ \ \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۶)$$

با فرض همگرایی سیستم، $\mu_{t-1} = 0$ را به عنوان مقدار تعادل بلند مدت یک سری در نظر بگیرید. اگر μ_{t-1} بیشتر از مقدار تعادل بلند مدت آن باشد. تعدیل سری $\rho_1\mu_{t-1}$ اتفاق می‌افتد، در حالی که تعدیل سری $\rho_2\mu_{t-1}$ ، زمانی است که μ_{t-1} کمتر از تعادل بلندمدت آن باشد.

چنانچه از لحاظ آماری ثابت شود $\rho_1 = \rho_2$ وجود دارد نشان دهنده تعدیل متقارن می‌باشد. مشخص است رویکرد انگل – گرنجر حالت ویژه ای از روابط ۵ و ۶ است. سازگاری روابط ۲، ۵ و ۶ با طیف گسترده ای از مدل‌های تصحیح خطا، اجازه می‌دهد تا یک نمایش تصحیح خطا برای سیستم. با توجه به وجود بردار در حال ادغام به شکل رابطه ۲، ، نمایش تصحیح خطا را می‌توان به صورت رابطه ۷ نوشت:

$$\Delta x_{1t} = \rho_{1,1}I_t\mu_{t-1} + \rho_{2,1}(1 - I_t)\mu_{t-1} + \sum_{j=1}^{k}\beta_{2,j}\Delta x_{2t-j} + \ldots + \sum_{j=1}^{k}\beta_{n,j}\Delta x_{nt-j} + \vartheta_{1t} \qquad (۷)$$

که در آن $\rho_{1.1}$ و$\rho_{2.1}$ به ترتیب ضرایب تعدیل انحراف مثبت و منفی هستند. اندرس و گرنجر (۳۴) نشان دادند که رابطه ۶ را می‌توان با اضافه کردن جملات تأخیری در دنباله $\{\mu_t\}$ تعمیم داد به گونه ای که به فرآیند مرتبه p تبدیل شود:

با این حال، اگر محققی ترجیح می‌دهد با رابطه‌ای مانند ۷ کار کند، می‌تواند از آزمون‌های تشخیص باقیمانده‌ها مانند توابع خودهمبستگی نگار باقیمانده‌ها[1] و آماره‌های لجانگ باکس[2] و معیارهای مختلف انتخاب مدل مانند معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC)[3] یا معیار شوارتز بیزین (SBC)[4] برای تعیین طول مناسب تأخیر استفاده کند. به جای تخمین رابطه ۵ همراه با متغیر موهومیکه همان شاخص Heaviside از شرایط رابطه ۶ که وابسته به مقدار گذشته μ است. می‌توان تغییرات دوره گذشته μ براتی تعیین شاخص Heaviside بصورت زیر تعیین کرد:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \ \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if \ \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۸)$$

به گفته اندرس و گرنجر، به ویژه جایگزینی(۶) با (۹) هنگامی مفید است که تعدیل نامتقارن با درجه‌ای باشد که دنباله "لحظات" بیشتری در یک جهت نسبت به جهت دیگر داشته باشد. مدل‌هایی که با استفاده از معادلات ۲، ۵ و ۹ برآورد شوند اصطلاحاً خود رگرسیون آستانه‌ای لحظه‌ای M-TARنامیده می‌شوند. اگر $|\rho_1|>|\rho_2|$ باشد M-TAR[5] فروپاشی کمیبرای $\Delta\mu_{t-1}$ منفی اما فروپاشی قابل توجهی برای $\Delta\mu_{t-1}$ مثبت نشان می‌دهد. در اینصورت، کاهش‌ها پایدار اما افزایش‌ها به صورت گذرا و سریع به سمت جذب کننده (تعادل بلندمدت) برمی‌گردند. نکته جالب اینکه نشانگرHeaviside در رابطه ۹ می‌تواند در یک مدل پویا تعمیم یافته از طریق وارد کردن وقفه‌های $\Delta\mu$ مورد استفاده قرار گیرد. مقادیر بحرانی برای آزمون آماری برای فرضیه عدم استفاده ازتصریح TAR(روابط ۵ و ۶) و M-TAR (روابط ۵ و ۹) به ترتیب Φ_m و Φ^*_m انجام می‌گیرد. سه عامل اصلی توزیع Φ_m و Φ^*_m را تعیین می‌کند. این سه عامل شامل تعداد وقفه تاخیر در رابطه تعمیم (۸)، تعداد متغیرها و نوع عناصر قطعی موجود در رابطه هم‌انباشتگی می‌باشد. مقادیر بحرانی مناسب برای Φ_m و Φ^*_m توسط جدول بندی شده است (۳۴).

مدل خودرگرسیون آستانه‌ای پنلی[6]

رگرسیون آستانه در مدل‌های داده پانل اجازه می‌دهد تا ناهمگنی پارامترهای شیب امکان‌پذیر باشد. این مدل‌ها یک رویکرد پارامتری از ناهمگنی را ارائه می‌دهند. این الگو اولین بار توسط هانسن (۳۹) معرفی شد. در این مقاله، روش رگرسیون آستانه برای پنل‌های غیر پویا با اثرات ثابت ارائه می‌شود. مدل رگرسیون آستانه پنلی (PTR) به صورت رابطه ۹ تعریف شده است:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1' I_{(q_{it} \leq C)} x_{it} + \beta_2' I_{(q_{it} > C)} x_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، α_i پارامتر اثر فردی ثابت، q_{it} متغیر پنهان و پیوسته، x_{it} یک بردار $K \times 1$ از متغیرهای توضیح‌دهنده، I متغیر موهومی(سوئیچ) که تعیین‌کننده نوع رژیم و c پارامتر آستانه است. در مدل اثر تصادفی بر خلاف مدل اثر ثابت μ_i و

[1] Autocorrelation Function
[2] Ljung–Box test
[3] Akaike information criterion
[4] Schwarz Bayesian information criterion
[5] Momentum Threshold Autoregressive
[6] Panel Threshold Regression (PTR)

x_iهمبسته نبوده و مستقل از یکدیگر می‌باشند. چونμ_iها در جمله خطا قرار می‌گیرند، بنابرین می‌توان درمدل اثرات تصادفی فض کرد، $E(\varepsilon_{it}x_{it})=0$ است. الگوی PTR با اثر تصادفی به صورت رابطه ۱۰ تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1' I_{(q_{it}\le C)} x_{it} + \beta_2' I_{(q_{it}>C)} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

الگوهای فوق دارای فرضیات مهمیاست مانند الف) متغیر آستانه برون‌زا یا از پیش‌تعیین شده است، ب) پارامترهای الگو در طول زمان تغییر نمی‌کنند ج) متغیر پنهان q در طول زمان تغییر نمی‌کند د) پسماندها $\varepsilon_{it} \sim iid\ (0, \sigma_\varepsilon^2)$.

مدل PTR را می‌توان به عنوان یک الگو پارامترهای ناهمگن زمانی نیز در نظر گرفت به عبارت دیگر در این الگو می‌توان ناهمگنی را در مقاطع یا زمانها مشاهده کرد.

الگوی مورد استفاده در این تحقیق

در این پژوهش متغیر مورد نظر $\Delta P_{ij,t}$ اختلاف قیمت بین دو بازار i, j (اختلاف قیمت بین دو بازار در دو استان منتخب) در زمان t می‌باشد با توجه به انتخاب چهار بازار ۶ مقطع حاصل شده و مدل زیر در رابطه ۱۱ برآورد خواهد شد:

$$\Delta P_{ij,t} = \alpha_i + \beta_1' I_{(q_{it}\le C_t)} \Delta P_{ij,t-k} + \beta_2' I_{(q_{it}>C_t)} \Delta P_{ij,t-k} + \varepsilon_{it}$$

که در آن k متغیر وقفه (تاخیر) می‌باشد. C_t متغیر آستانه است که به عنوان نوآوری تحقیق، حد آستانه بوده که بر خلاف اغلب مطالعات ثابت نبوده بلکه متغیر اما برون‌زا در نظر گرفته شده است. در پژوهش حاضر مقدار C برای هزینه حمل بین دو بازار i و j در زمان t انتخاب شد. از نظر تئوری آربیتراژگر زمانی[1] فعالیت خود را شروع می‌کند که تفاوت قیمت بین دو بازار بیشتر از هزینه حمل واحد کالا باشد. عدم فعالیت آربیتراژگران یعنی انتقال قیمت بخوبی انجام نخواهد گرفت.

نتایج و بحث

در این مطالعه بررسی مکانیسم انتقال قیمت و بررسی تقارن در انتقال قیمت افقی بین بازارهای استانی منتخب گوشت مرغ آماده طبخ صورت گرفت. استان‌های مازندران، تهران، گلستان و اصفهان با توجه به اهمیت آنها در بازار گوشت مرغ انتخاب شدند. داده‌های این پژوهش با استفاده از سری زمانی داده‌های ماهانه قیمت خرده فروشی مرغ اماده طبخ سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷ تهیه شده است. مطابق جدول ۱ استانهای منتخب حدود ۲۸ درصد از تولید و حدود ۳۰ درصد از مصرف را در اختیار دارند. استان تهران بزرگترین مصرف‌کننده گوشت مرغ و استان مازندران بزرگترین تولید کننده آن در بین استانهای منتخب این مطالعه می‌باشند.

جدول ۱- استانهای منتخب در بازار گوشت مرغ

استان	تعداد مرغداری	ظرفیت[2] ۱۰۰۰قطعه	تعداد شاغلان	جمعیت (هزار نفر)[3]	سرانه مصرف (کیلوگرم)[4]	مصرف[5] هزار تن	سهم از تولید کشور	سهم از مصرف کشور
مازندران	۱۹۳۳	۳۷۶۶۹	۵۷۶۵	۳۲۸۳	۲۵/۱۱	۸۲/۴	۹/۱	¼
گلستان	۹۱۱	۲۹۰۰۸	۴۲۲۳	۱۸۶۹	۲۶	۴۸/۵	۷	۲/۳
تهران	۲۳۹	۸۳۸۰	۴۳۵	۱۳۲۶۸	۲۶	۳۴۳	۲	۱۶/۶
اصفهان	۱۹۲۲	۳۹۹۳۸	۴۰۸۶	۵۱۲۰	۲۷	۱۳۸/۲	۹/۷	۶/۴
جمع کل	۲۰۵۲۰	۴۱۲۵۲۵	۵۸۳۳	۷۹۹۲۶	–	۲۱۵۸	۱۰۰	۱۰۰

منبع: مرکز آمار ایران و گزارش‌های استانی شرکت پشتیبانی امور دام ایران (۳۲)

یکی از بدیهی‌ترین اصول در بازارهای پیوسته وابستگی نوسانات قیمت در بین آنها می‌باشد. در جدول ۲ وابستگی بین هر جفت از بازارها با استفاده از آماره‌های کوواریانس و ضریب همبستگی ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت خرده فروشی مرغ در این چهار استان با یکدیگر از همبستگی بالایی برخوردار می‌باشند و امکان استقلال قیمت در هر یک از این بازارها از یکدیگر با سطح معنا داری بالایی نزدیک به صفر می‌باشد.

جدول ۲- ماتریس کوواریانس و ضریب همبستگی قیمت بین چهار بازار منتخب مرغ

مقطع (بازار-بازار)	کوواریانس	ضریب همبستگی	آماره t
تهران-تهران	۷/۰۸×۱۰^{۸}	۱	-----
مازندران- تهران	۷/۳×۱۰^{۸}	۰/۹۹۷	۱۸۴
مازندران – مازندران	۷/۵۸×۱۰^{۸}	۱	-----

[1] Time arbitrator

[2] مرکز آمار ایران. نتایج سرشماری از مرغداریهای پرورش مرغ گوشتی ۱۳۹۷.

[3] مرکز آمار ایران ۱۳۹۷.

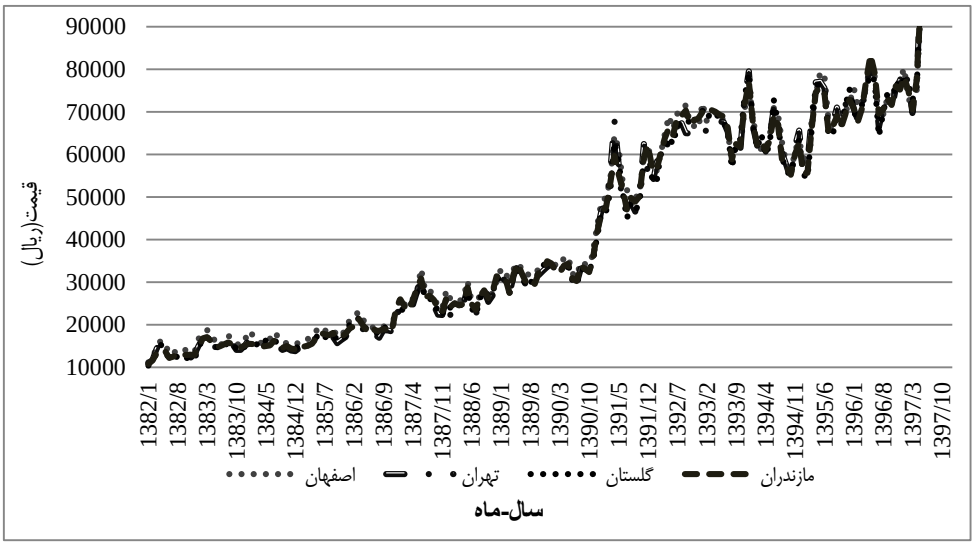
[4] گزارش‌های آماری سالانه شرکت پشتیبانی امور دام و طیور ایران .گزارش‌های استانی ۱۳۹۷.

[5] متاسفانه آمار مستندی در مورد مصرف مرغ در استانهای مختلف وجود نداشته و این محاسبه با توجه به میزان مصرف سرانه استان‌ها و جمعیت استانها برآورد شده است.

اصفهان–تهران	۷/۰۳×۱۰^۸	۰/۹۹۶	۱۶۵
اصفهان– مازندران	۷/۲۶×۱۰^۸	۰/۹۹۴	۱۲۹
اصفهان– اصفهان	۷/۰۳×۱۰^۸	۱	-----
گلستان– تهران	۷/۲۱×۱۰^۸	۰/۹۹۸	۲۲۵
گلستان – مازندران	۷/۴۵×۱۰^۸	۰/۹۹۸	۲۲۴
گلستان – اصفهان	۷/۱۶×۱۰^۸	۰/۹۹۵	۱۴۳
گلستان – گلستان	۷/۳۶×۱۰^۸	۱	-----

منبع : یافته‌های پژوهش

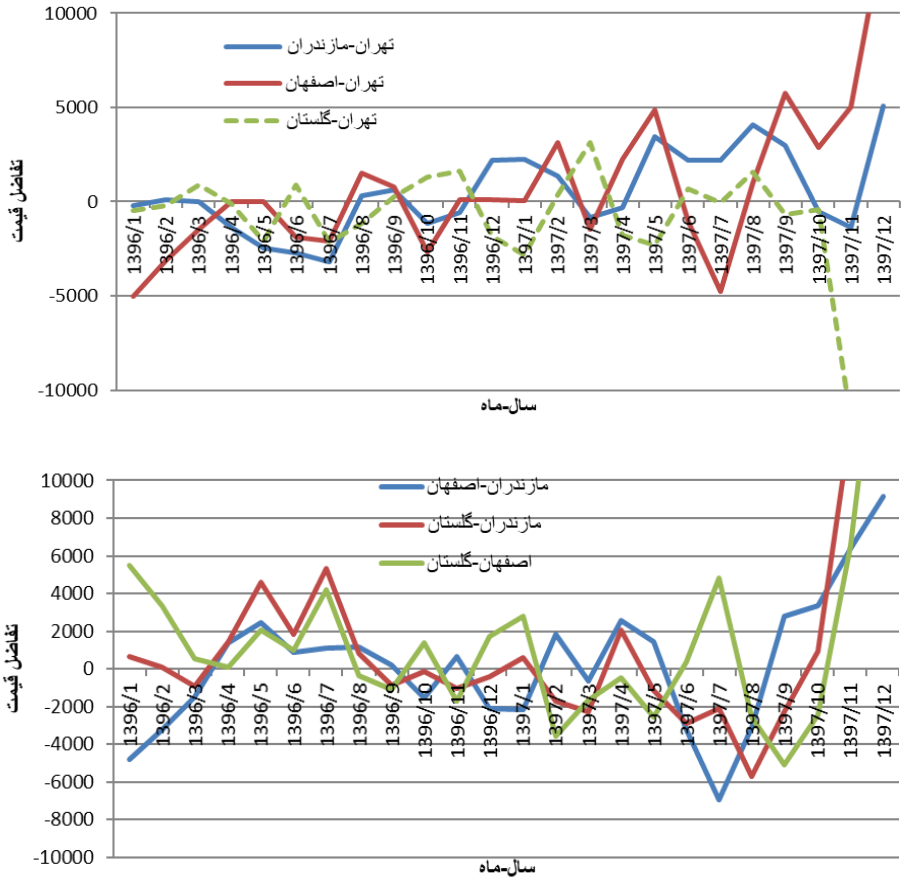
شکل ۱ روند قیمت را در مسیر تجارت و انتقال کالا در بین بازاراهای منتخب را در سالهای مور مطالعه بصورت ماهانه که منجر به انتقال قیمت بین بازار این چهار استان بوده است را نمایش می‌دهد. با توجه به این نمودار در طی سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷روند مثبت افزایش قیمت در بازار جاری بوده این امر ناشی از تورم در سطح اقتصاد کلان می‌باشد. در طی این روند دو تکانه-ی مثبت بزرگ قیمتی در پاییز ۱۳۸۷ و همچنین تابستان ۱۳۹۱ قابل مشاهده است و در ادامه این روند شوک منفی تابستان ۱۳۹۴ به چشم می‌خورد. شکل ۲ روند قیمت چهار بازار منتخب در ماه‌های سال ۱۳۹۶ را به عنوان نمونه نشان می‌دهد. این روند دارای نوسانات فراوان فصلی و ماهانه بوده و اختلاف قیمت بین بازار تهران و گلستان و اصفهان و مازندران مشخص کرده است. در بیشتر مواقع اختلاف قیمت بین تهران–گلستان و مازندران–اصفهان وجود دارد، تهران و گلستان از سطح قیمتی پایین تری در این بازار برخوردار می‌باشند.



شکل ۱-روند قیمت مرغ در بازارهای منتخب برای دوره زمانی ماهانه۱۳۸۲-۱۳۹۷

شکل ۲- روند قیمت مرغ در بازارهای منتخب برای دوره زمانی ماهانه۱۳۹۶

شکل ۳ نمایش دهنده دو سال انتهایی روند تفاوت قیمت بین چهار بازار مختلف این مطالعه می‌باشد. این نمودارها نشان می‌دهد تفاوت قیمت بین بازارهای مختلف دچار نوسانات متعددی بوده که این نوسانات با طی روند دچار تفاوت بیشتری می‌باشند و ضمن آن تفاوت‌ها در یک بازار همیشه به یک شکل نیست و با اتفاقات مختلف جهت آن تغییر می‌کند. . نوسان شدید اختلاف قیمت را هم می‌توان در سال ۱۳۹۶ برای بازارهای استان گلستان مشاهده نمود. با توجه به شکل۳ کمترین تفاوت قیمت را در بازار اصفهان و- تهران و اصفهان-مازندران می‌توان در سال انتهای ۱۳۹۶ مشاهده کرد مطابق با نتایج مورد بررسی از سری‌زمانی‌های محاسبه شده، از سال ۱۳۹۱ به این سو، تفاوت سطح قیمت بین بازارها دچار نوسانات فصلی و ماهانه شدیدی شده و این اختلاف قیمت‌ها بصورت منفی و مثبت حرکت می‌کنند. شکل ۳ نشان می‌دهد که اختلاف قیمت‌ها در بین بازارهای مختلف استانی متغیر است گاهی ممکن است یک استان مقصد و در زمانی دیگر مبدا برای گوشت مرغ باشد. از همین جهت یک استان در بازار گوشت مرغ لزوما تولیدکننده و یا مصرف‌کننده نسبت به استان دیگر مورد مطالعه نیست.



شکل ۳-روند تفاوت قیمت بین بازارهای مختلف منتخب در دوره ماهانه ۱۳۹۶-۱۳۹۷

مطابق آنچه در روش تحقیق بیان شد، متغیرهای مورد استفاده تفاوت قیمت بین بازارها می‌باشد. به این ترتیب داده‌های پنلی شامل ۶ مقطع و ۱۲۶ دوره زمانی است. از آنجاییکه متغیرهای سری زمانی بخصوص قیمت در ایران دارای روند (صعودی) است. بنابراین لازم است قبل از بکارگیری آنها در الگو، از نظر وجود ریشه واحد بررسی شوند. جدول۳ نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی قیمت مرغ را نشان می‌دهد. تمامی آزمونها نشان می‌دهند سری زمانی تفاوت قیمتها در بین بازارهای منتخب در سطح ایستا نبوده و در تفاضل گیری مرتبه اول ایستا می‌باشد.

جدول ۳- آزمونهای ریشه واحد پنلی قیمت مرغ

نوع آزمون	مقدار آماره	احتمال	تعدادمقطع	تعدادمشاهده
	سطح			
آزمون لوین، لین و چویی	*۹/۰۱۳۱	۱	۴	۷۵۶
آزمون ایم، پسران و شین	*۸/۵۴۶۴	۱	۴	۷۵۶
آزمون فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته	*۰/۰۰۲۵	۱	۴	۷۵۶
آزمون فیشر فیلیپس پرون	*۰/۰۰۳۲	۱	۴	۷۵۶

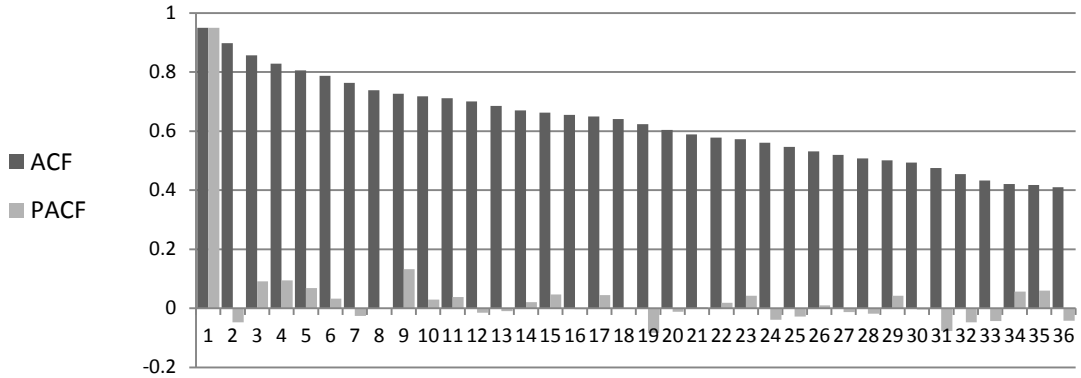
	تفاضل مرتبه اول			
آزمون لوین، لین و چویی	**-۲۱/۱۰۴۲	۰/۰۰۰	۴	۷۵۵
آزمون ایم، پسران و شین	**-۲۰/۰۲۶۴	۰/۰۰۰	۴	۷۵۵
آزمون فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته	**۲۸۳/۳۰۵	۰/۰۰۰	۴	۷۵۵
آزمون فیشر فیلیپس پرون	**۳۰۸/۰۰۶	۰/۰۰۰	۴	۷۶۰

*- ریشه واحد منفرد وجود دارد

**- ریشه واحد منفرد وجود ندارد

منبع : یافته‌های پژوهش

در گام بعدی با توجه به توابع خودهمبستگی نگار شکل۳ سری زمانی تفاوت قیمت مرغ در بازارهای منتخب دارای ماهیت AR(1) می‌باشد.



شکل ۳- خود همبستگی نگار قیمت مرغ

با استفاده از آزمون هاسمن در انتخاب اثرات تصادفی یا اثرات ثابت مطابق جدول ۴ فرضیه عدم، مبنی بر تخمین مدل با استفاده از روش پانل مورد بررسی قرار گرفت. مقدار آماره آن ۲/۵۴ محاسبه شد که با مقایسه آن با مقدار بحرانی κ^2 فرضیه H_0 مبنی بر عدم تفاوت بین مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت در سطح ۴۶ درصد، قابل رد شدن است. لذا در سطح اعتماد ۹۵ درصد این فرضیه قابل رد شدن نبوده و پذیرفته می‌شود. با توجه به کارایی بیشتر، مدل تصادفی در ادامه این الگو انتخاب گردید.

در تخمین مدل بررسی وجود یا عدم وجود تقارن در انتقال قیمت بین بازارهای منتخب استانی گوشت مرغ با استفاده مدل TAR با قرار دادن حد آستانه هزینه حمل؛ قدر مطلق تفاضل اختلاف قیمت بین مبدا و مقصد به عنوان متغیر مورد استفاده قرار گرفت. همچنین با توجه به توابع خودهمبستگی‌نگار از الگوی خودرگرسیونی مرتبه اول استفاده گردید. نتایج تخمین دو الگوی رقیب در جدول ۴ ارائه شده است. جدول مزبور نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک واحد در اختلاف قیمت یک دوره در مدل انتقال متقارن حدود ۰/۸۲ به دوره بعد منتقل می‌شود. به عبارت دیگر نرخ تعدیل قیمت بواسطه فعالیت آربیتراژگران ۰/۱۸ طی یک دوره است. اما در الگوی انتقال نامتقارن و توجه دقیقتر به فعالیت آربیتراژگران و منافع انها، با یک واحد افزایش اختلاف قیمت در یک دوره حدود ۰/۸۹ واحد به دوره بعد منتقل می‌گردد. به بیان دیگر سرعت تعدیل تکانه اختلاف قیمت ۰/۱۱ واحد می‌باشد. در حالتی که اختلاف قیمت کمتر از هزینه حمل باشد در اثر یک واحد افزایش اختلاف قیمت بین دو بازار، برای دوره بعد تنها ۰/۱ واحد به دوره بعد منتقل می‌شود (که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار نیست) بنابراین در این رژیم تغییرات پایدارتر است.

جدول ٤- نتایج تخمین الگوهای رقیب تفاضل قیمت بین بازارها

متغیروابسته: تفاضل قیمت دو بازار	متقارن		نامتقارن			
			فعالیت آربیتراژگران		عدم فعالیت آربیتراژگران	
	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار	ضریب	انحراف معیار
عرض از مبدا	۳۳۸/۳۶	۷۱/۶۶	۴۴۱/۴	۷۵/۶۷	۱۹۵/۶	۱۶۶/۰۶
متغر وابسته با یک وقفه	۰/۸۲۳	۰/۰۳۸	۰/۸۸۶	۰/۰۳۹	*۰/۱۰۲	۰/۱۱۵
R^2	۰/۲۸۷		۰/۳۴۷			
RSS	۳/۱۲×۱۰^{۹}		۱/۲۶×۱۰^{۹}			

*- در سطح اطمینان ۵٪ و ۱۰٪ معنا دار نمی‌باشد

منبع : یافته‌های پژوهش

آزمون برتری الگوی TAR بر مدل AR(1) نشان دهنده عدم تقارن انتقال قیمت است. در این آزمون فرضیه عدم، عبارت است از یکسان بودن دو الگو و با توجه به کارایی بیشتر مدل متقارن، الگوی برتر نشان از تقارن انتقال قیمت بین بازارها می‌شود. بر اساس آزمون F این فرضیه رد شده و لذا انتقال قیمت در بازارهای منتخب نامتقارن است.

$$F = \frac{(3.12\times10^{9})-(1.36\times10^{9})}{\left((1.36\times10^{9})/_{2}\right)}=2.58$$

علاوه بر این ضرایب مدل TAR در دو رژیم اختلاف قیمت کمتر از هزینه حمل و بیشتر از آن حاکی از آن است که مطابق انتظار انتقال قیمت در حالتی که هزینه حمل کالا بیش از تفاوت قیمتها است، از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. در مقایسه با مطالعات انجام شده مشابه در بررسی انتقال قیمت، قهرمان‌زاده و همکاران (۱۶) در بررسی انتقال قیمت گوشت قرمز استان اذربایجان شرقی، باغستانی و رحیمی (۲۲) در بررسی مکانیزم انتقال قیمت عمودی بازار میگوی ایران و محمدرضازاده و همکاران (۲۶) بررسی الگوی انتقال مکانی قیمت زعفران در استانهای ایران و عدم تقارن انتقال قیمت را در افزایش مثبت قیمت را بیشتر از در حالت منفی انتقال قیمت بدست اورده است. در مطالعات فوق انتقال قیمت در حالت انتقال قیمت مثبت و منفی مورد بررسی قرار گرفته است اما در مطالعه حاضر قدر مطلق تفاضل قیمت بین بازار دو استان منتخب با هزینه حمل به عنوان حد استانه (آستانه متغیر اما برونزا) بررسی می‌شود. لذا اگر اختلاف قیمت جهت علامت مثبت یا منفی آن تغییر کند یک بازار از مبدا به مقصد تبدیل می‌شود در صورت وجود تفاضل قیمت بیشتر از هزینه حمل، انتقال قیمت توسط آربیتراژگر واقع می‌شود و تفاضل قیمت سرعت بالا تعدیل می‌گردد اما در صورت وجود اختلاف قیمت کمتر از هزینه حمل، آربیترازگر از مبادله بیشتر بین دو استان خوددار کرده (مگر در شرایط دستوری بازار توسط دولت) و تعدیل تفاضل قیمت در بازار دو استان پایدار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

انتقال قیمت یکی از موضوعات مهم برای اقتصاددانان، بازاریابان سیاستگذاران و کلیه فعالان اقتصادی است. توسعه روزافزون تجهیزات ارتباطی فیزیکی و مجازی موجب شده بازارها به هم پیوسته باشند. اما موانعی مانند مداخلات دولت و موانع دیگر سرعت انتقال قیمت در مکان‌های مختلف بازار را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در این پژوهش نحوه انتقال قیمت بین چهار بازار مهم گوشت مرغ طی سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷ با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت خرده فروشی مورد توجه قرار گرفت. موضوع عدم تقارن سرعت انتقال قیمت با توجه به سطوح و علامت آن مدتی است که کانون توجه محققین بوده است. برخی مطالعات تقارن و برخی دیگر عدم تقارن قیمت را نشان دادند. آنچه استفاده از الگوی TAR با یک آستانه ثابت را خدشه دار می‌کند این است که تغییر رژیم در یک دوره زمانی نسبتا طولانی در کشوری مانند ایران که تمام قیمتها در حال رشد هستند، قابل اعتماد نیست. در حالیکه اغلب مطالعات در ایران به این موضوع توجهی نداشتند، نوآوری این تحقیق استفاده از حد آستانه متغیر (اما برون‌زا) است. اساس الگوی تحقیق بر پایه نظریه فعالیت آربیتراژگران قرار دارد. فرض بر این است که فعالیت این افراد می‌تواند سبب انتقال قیمت گردد. به همین علت بدون توجه به جهت اختلاف قیمت و تنها بر اساس قدرمطلق اختلاف قیمت بین دو بازار نسبت به هزینه حمل کالا، دو رژیم معرفی شده است. این الگو با حالتی که انتقال قیمت تنها با یک رژیم انجام می‌شود (متقارن) مقایسه گردید. نتایج نشان داد انتقال قیمت نامتقارن است. در حالتی که اختلاف قیمت بیش از هزینه حمل است انتقال قیمت به سرعت و در حالت دیگر اختلاف قیمت پایدار است. نوآوری دوم تحقیق استفاده از داده‌های پنلی است که امکان بررسی ناهمگنی در الگوهای انتقال قیمت بین بازارهای مختلف را آشکار می‌کند. پس از انجام آزمونهاسمن، مشخص شد انتقال قیمت در بازارهای مختف گرچه دارای جزء تصادفی است اما این جزء تصادفی بر پارمترها موثر نیست.

بر اساس نتایج حاصله می‌توان پیش‌بینی کرد:

- کاهش هزینه واقعی حمل پیوستگی بازارها را افزایش داده و منافع آن مانند امنیت غذایی را به دنبال دارد.
- سرعت کم تعدیل اختلاف قیمت می‌تواند ناشی از غیرشفاف بودن اطلاعات بازارهای مختلف باشد که در این صورت ایجاد و گسترش سامانه‌های اطلاعاتی به افزایش سرعت تعدیل اختلاف قیمت کمک کند.
- پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی با استفاده از سایر الگوهای پنلی به تعمیم نتایج برای تعداد بیشتر بازارها اهتمام کرد.

همچنین استفاده از آستانه درون‌زا قادر است درک بهتری از رفتار قیمت در بازارهای مختلف و طی آن پیش‌بینی بهتر از آن را فراهم کند.

رشد اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن، به‌طورمعمول ذهن بسیاری از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران را به خود مشغول می‌کند. به این منظور در این مطالعه، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۵ موردبررسی قرارگرفته است.

نتایج الگوی پانل توبیت نشان داد تنها دو متغیر جمعیت و مخارج تحقیق و توسعه معنادار شد، این در حالی است که بر اساس مبانی نظری تحقیق متغیرهای امید به زندگی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادسازی تجاری نیز جزء متغیرهای اثرگذار بر رشد

اقتصادی کشورها به شمار می‌رود از سوی دیگر ضریب متغیر آزادسازی تجاری و امید به زندگی منفی گزارش‌شده است که مغایر با مطالعات پیشین است. این شواهد گویای آن است که این الگو نتوانسته است روابط بین متغیرها را به‌درستی تعیین نماید بدین منظور در ادامه تحقیق از الگوهای جایگزین استفاده شد.

نتایج الگوی پانل توبیت فضایی نشان داد که متغیرهای امید به زندگی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، جمعیت و مخارج تحقیق و توسعه اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. بررسی نتایج این الگو با نتایج مطالعات پیشین، نشان داد که این الگو نسبت به الگوی قبلی دارای برتری است از این رو پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی پیرامون رشد اقتصادی در مورد کشورهایی که مجاورت مکانی با یکدیگر دارند استفاده از الگوهای فضایی در کنار الگوهای رقیب جهت دستیابی به نتایج مطلوب‌تر مورد ارزیابی قرار گیرد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در مطالعه حاضر فرم‌های رضایت‌نامه آگاهانه توسط تمامی آزمودنی‌ها تکمیل شد.

حامی مالی

این مقاله برگرفته از رساله دکتری دانشجو بوده که از حمایت مالی دانشگاه برخوردار بوده است. بدین‌وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه سپاسگزاری می‌شود.

مشارکت نویسندگان

طراحی و ایده پردازی: سید مجتبی مجاوریان؛ روش‌شناسی و تحلیل داده‌ها: سید مجتبی مجاوریان و حمید امیرنژاد؛ نظارت: حمید امیرنژاد و نگارش نهایی: مسعود تقی‌پور کندسر.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان مقاله حاضر فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

References

1. Moghaddasi R, Fazeli F. Study on price transmission in market of horticultural products (Case study of date & pistachio). In: Sixth Conference on Agricultural Economics [Internet]. Mashhad.iran; 2007. Available from: https://civilica.com/doc/46862/

2. Brown Brown SP a, Yücel MK. Gasoline and Crude Oil Prices : Why the Asymmetry ? Econ Financ Rev. 2000;23–9. https://www.dallasfed.org/~/media/documents/research/efr/2000/efr0003b.pdf

3. Ganji A. Investigating price transfer and analyzing the efficiency of the crop market in Kurdistan province [Internet]. Kordestan University; 2015. Available from: https://research.uok.ac.ir/_Pages/Research.aspx?ID=40083

4. Rahimi R, Moghaddasi R. A study on price transmission in milk market. J Financ Econ. 2013;7(22):9–26. [DOI: 10.1016/J.AQUACULTURE.2019.03.052]

5. Hosseini S, Nikoukar A, Dourandish A. Price Transmission Model for Iranian Egg Market. Iran J Agric Econ [Internet]. 2010;4(3):135–52. Available from: https://profdoc.um.ac.ir/articles/a/1021181.pdf (In Persian)

6. Brorsen B, Chavas J, Grant W, Schanke L. Marketing margins and price uncertainty: The Case of the U.S. Wheat Market. Am J Agric Econmics. 1985;67(3):521–8. https://www.jstor.org/stable/1241071.

7. Frigon M, Maurice D, Romain R. Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission in the Northeastern Fluid Milk Market. 1999. [DOI: 10.22004/ag.econ.25220]

8. Hossini s, Ghahraman M. Asymmetric adjustment in the market price and the meat of Iran. Journal of Agricultural Economics and Development. 2003; 14: 22-1. [DOI: 10.30490/AEAD.2006.58961].

9. Nikoukar A, Hosseini P, Dourandish A. Price Transmission Model for Iranian Beef Industry. . Journal of Economics and Agricultural Development. 2010; 24: 23-32. (In Persian)

10. Meyer J, Cramon Taubadel S. Asymmetric Price Transmission: A Survey. Journal of Agricultural Economics. 2005; 55: 581-611. [DOI:10.1111/j.1477 9552.2004.tb00116.x]

11. Karbasi A, Akbarzadeh J. Estimation of export supply and demand function for Iran saffron by simultaneous equations system. EQTESAD-E KESHAVARZI VA TOWSE'E. 2008; 16: 33-52. [DOI: 10.30490/AEAD.2008.58869].

12. Mahmoudi H, Afrasiabi S. Analysis the price transmission on saffron market case study: Razavi, North and South Khorasan Provinces. Journal of Saffron Agronomy and Technology. 2015; 2: 164-155. (In Persian) [DOI:10.22048/jsat.2014.7273].

13. Ghahremanzadeh M, Yavari F, Dashti G. Vertical price transmission and non-linear price adjustments in the beef market of East Azarbaijan province. Iranian Journal of Agricultural Sciences.

2015; (46): 13-20. (In Persian) [DOI:10.22059/IJAEDR.2015.54475]
14. Ghadimikohestani M, Nikoukar A, Dourandish A. Threshold Price transmission model in chicken market. Journal of Economics and Agricultural Development. 2010; 24: 392-384.(In Persian) [DOI: 10.22067/JEAD2.V1389I3.7736].
15. Farajzadeh, Z., and A. Esmaeli. "Analyzing price transmission in pistachio world market." (2010): 69-98. (In Persian) Available at: https://sid.ir/paper/24127/en
16. Ghahremanzade M, Falsafi A. Price volatility spillover effects in beef market of tehrn province. Jurnal of Econimics and Agriculture development. 2012; 26: 31-40. (In Persian). [DOI:10.22067/JEAD2.V1391I1.1410]
17. Baily D, Brorsen B. Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. Western Journal of Agricultural Economics. 1989; 14: 256- 252.
18. Nikoukar A. A survay of IRAN'S pistachio market intergration, an application of threshold spatial price transmission models. Iranian journal of Agricultural Economics. 2015; 9: 1-29. https://www.iranianjae.ir/article_14420.html?lang=en
19. Moradi E, Afsharmanesh M. Inputs Price Shock of Corn Production and its Impact on Corn Prices: Panel Vector Auto Regression Approach.2017; (31): 170-178. [DOI: 10.22067/JEAD2.V31I2.59164] 20. Bor O, Smihan M, Bayaner A. Asymmetry in farm-retail price transmission in the Turkish fluid milk market. New Medit. 2014;13(2).
21. Rajendran S. Price Transmission Process in Vertical Markets: an Empirical Analysis of Onion Markets in Tamil Nadu State. European Journal of Sustainable Development. 2015; 4: 9-22. [DOI: 10.14207/ejsd.2015.v4n1p9]
22. Baghestani A, Rahimi R. Determination of the Price Transmission Mechanism in Shrimp Market of Iran (Application of Bivariate GARCH Mode). Journal of Economic Modeling. 2019; 45: 137-157. [DOI 10.22067/JEAD2.V30I1.48798]
23. Rezitis A, Tsionas M. Modeling asymmetric price transmission in the European food market. Economic Modeling. 2019; 76: 216-230. [DOI: 10.1016/j.econmod.2018.08.004]
24. Santeramo F. Price Transmission in the European Tomatoes and Cauliflowers Sectors. Agribusiness. 2015; 31: 399-413. [DOI: 10.1002/agr.21421]
25. Jeder H, Naimi A, Oueslati A. Transmission between retail and producer prices for main vegetable crops in Tunisia. International Journal of Food and Agricultural Economic. 2017; 5: 19-28. [DOI: 10.22004/ag.econ.266477]
26. Mohammadrezazade Nazanin, Daneshvar Kakhki Mahmoud, Shahnoushi Naser, Durandish Arash, Nikoukar Afsaneh. A Spatial Price Transmission of Saffron in Iran. Journal of Agricultural Economics Research. 2013; 5: 187-205. (In Persian)
27. Schulte H, Musshoff O. Market Structure of the Feed Industry in Germany: Causing Asymmetric Spatial Price Transmission? Journal of Agricultural & Food Industrial Organization. 2018; 17:1542-0485. [DOI: 10.1515/jafio-2018-0007]
28. Liu X. Horizontal price transmission of the Finnish meat sector with major EU Players, Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty, August 30 to September 2, ETH Zurich, Zurich, Switzerland. [DOI: 10.22004/ag.econ.100215]
29. Dong X, Waldron S, Zhang S. Price Transmission in Regional Beef Markets: Australia, China and Southeast Asia. Emirates Journal of Food and Agriculture. 2018; 30: 99-06. [DOI 10.9755/ejfa.2018.v30.i2.1601]

30. Polanco J, Lorente L. Price transmission and market integration: Vertical and horizontal price linkages for gilthead seabream (Sparusaurata) in the Spanish market. Aquaculture. 2019; 506: 470-474.
31. Asche F, Jaffry S, Hartmann J. Price transmission and market integration: vertical and horizontal price linkages for salmon. Journal of Applied Economics. 20007; 39: 2535-2545. [DOI.10.1080/00036840500486524]
32. Iransla. Country Livestock Affairs Support Company - Official website of the Country Livestock Affairs Support Company, Jihad Agriculture of Iran. 2019. Available at: https://iranslal.com/
33. Houck J. An approach to specifying and estimating non-reversible function. American Journal of Agricultural Economics. 1977; 9: 570-572. [DOI: 10.2307/1239663]
34. Enders W, Granger C. Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. Journal of Business and Economic Statistics. 1998; 16: 304–311.
35. Engle R, Granger C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrical. 1987; 55: 251–276.
36. Dwyer G, Wallace M. Cointegration and market efficiency. Journal of International Money and

Finance. 1992; 11: 318–327. [DOI:10.1016/0261-5606(92)90027-U]
37. Alexander C, Wyeth J. Cointegration and market integration: An application to the Indonesian rice market. Journal of Development Studies. 1994; 30: 303-334. [DOI:10.1080/00220389408422317]
38. Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of economic dynamics and control. 1988; 12: 231-254. [DOI: 10.1016/0165-1889(88)90041-3]
39. Hansen B. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. Journal of Econometrics. 1999; 93: 345-368. [DOI: 10.1016/S0304-4076(99)00025]