Kharazmi University

Space Economy and Rural Development

Online ISSN: 2588-476x
Homepage: https://khu.ac.ir

Price Transmission Mechanism in the Market of Selected Fishery Products

Mahdi Saravani [1] | Hossein Amiri [2]✉ | Mohammad Hossein Karim [3]

1. Department of Economies, Zahedan branch Islamic Azad University, Zabol, Iran. E-mail: mahdisaravani94@gmail.com
2. Corresponding author, Department of Islamic Economic and Banking, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran. E-mail: h.amiri@khu.ac.ir
3. Department of Economics, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran. E-mail: karim@khu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received 3 October 2024
Received in revised form 21 November 2024
Accepted 23 November 2024
Published online 21 December 2024

Keywords:
Price Transmission Bivariate Model,
Degree of Symmetry,
GARCH,
Fishery Products.

ABSTRACT

Objective: The purpose of the above research is to investigate the situation of price transfer and measure the amount of price transfer between wholesale and retail levels in the market of fish products.

Methods: In this study, using the bivariate GARCH model and the Hook model, the degree of symmetry and asymmetry in the market price transmission of several selected fish products including salmon, Scomberomorus commerson, Common carp, Silver pomfret, Black Sea sprat, Otolithesruber, cold blue fish, warm blue fish and shrimp was investigated based on monthly data from 2010-2018.

Results: The results show that the hypothesis of asymmetric transmission of prices in the long term is confirmed for salmon, Scomberomorus commerson and Otolithesruber fish and rejected for other products. Also, for salmon, Scomberomorus commerson and Otolithesruber, the short-term elasticity of price transmission is higher than the long-term elasticity of price transmission, which indicates the complete transmission of price changes from wholesale levels to retail sales. While for Black Sea sprat fish, Common carp, Silver pomfret and shrimp, the short-term elasticity of price transfer is lower than the long-term elasticity of price transfer, which is in line with the results of Rezitis model.

Conclusions: It is suggested that the relevant authorities should support the existing sales cooperatives with the supervision and real participation of the suppliers and growers of fishery inputs and products by culturalization, training and providing facilities to prevent the violation of the rights of both producers and consumers. Timely and direct supply of inputs and products to consumers also provide the basis for export, which prevents the increase of market margin and price fluctuations.

Cite this article: Saravani, M., Amiri, H., & Karim, M. H. (2024). Price Transmission Mechanism in the Market of Selected Fishery Products. *Space Economy and Rural Development*, 13 (50), 105-122. http//doi.org/10.61186/serd.13.50.7

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University.
DOI: http//doi.org/10.61186/serd.13.50.7

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

The efficiency of the market is affected by several factors and indicators, one of the most important of which is the issue of symmetry or asymmetry of price transmission at different levels of the market. The existence of symmetry in the market indicates the complete transfer of price changes in one level of the market (increase or decrease) to other levels, while in asymmetric transfer, the effect of price increase or decrease in one level of the market is not completely transferred to other levels, or that it is possible the increase in prices is faster and completely, but the decrease in prices is transmitted more slowly and incompletely, or vice versa. The asymmetric transfer of the price causes the profit generated by the increase in the market margin and the final price of the product to go to the intermediaries. In this research, in order to investigate how the situation of price transfer from the hook method and to measure the amount of price transfer between the wholesale and retail levels in the market of fishery products, including salmon, lion, white halva, carp, kilka, salted, cold-water fishes, warm-water fishes, and shrimp, which are in greater demand from consumers, will be used using the two-variable GARCH model during the period of 2010-2018. The required information includes the monthly data of wholesale price, retail price, transportation cost, feed cost, insurance and production amount collected from the statistical yearbooks of the Ministry of Agriculture Jihad.

Methods

To assess price transmission between wholesale and retail levels for selected fishery products, the study used the bivariate GARCH model across the period 1390–1398 (2010–2018). The model equations are outlined below:

$$wp_t = a_0 + \sum_i a_{1i} wp_{t-i} + \sum_i a_{2i}\, cp_{t-i} + \varepsilon wp_t \quad (1)$$

$$cp_t = c_0 + \sum_i c_{1i} cp_{t-i} + \sum_i c_{2i}\, wp_{t-i} + \varepsilon cp_t$$

$$GARCH_1 = M_1 + A_{11} resid_1(-1)^2 + B_{11} garch_1(-1)$$

$$GARCH_2 = M_2 + A_{12} resid_2(-1)^2 + B_{12} garch_2(-1)$$

$$Cov_{12} = R_{12} garch_1 garch_2$$

Stationarity of the time-series variables was tested via the unit root test. If variables were found to be non-stationary, Johansen's cointegration test was used to identify long-term relationships. Hooke's model was applied for symmetry analysis:

$$\mathrm{Pr}_t - \mathrm{Pr}_0 = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{n} \alpha_i \Delta Pw^{+}_{t-i} + \sum_{j=0}^{m} \alpha_j \Delta Pw^{-}_{t-j} + e_t \quad (2)$$

In the above equation, Pr_t is the price at the retail level, ΔPw^{+} is positive shocks or price increases at the wholesale level, and ΔPw^{-} is negative shocks or price decreases at the wholesale level. It is important to determine the optimal interval length in Hooke's model, and for this purpose, Akaike's statistic was used. To investigate the symmetry of the transfer of positive or negative price shocks between these two market levels for each product, the hypothesis test of the equality of the coefficients of the variables is used. The above assumption is expressed as relation 3:

$$\sum_{i=0}^{n} \alpha_i = \sum_{j=0}^{m} \alpha_j \quad (3)$$

The null hypothesis (symmetry) was tested using the Wald test. Rejection of the null hypothesis indicates asymmetry in price transmission.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

Results

The R^2 statistic confirmed that the model's explanatory variables—price changes in fish fry, fish meal, feed concentrate, labor cost, production volume, and time trends—accounted for changes in the dependent variable (market margin). Akaike and Schwarz-Bayesian criteria revealed that price shifts in cold- and warm-water fry significantly impacted market margins.

For cold-water fish, significant variables included changes in wholesale fry prices, concentrate and fish meal prices, and labor costs. For warm-water fish, influential variables included time trends, fry price changes, labor cost reductions, transportation, and insurance cost reductions.

Marketing cost variables showed asymmetric behavior: increases in marketing costs were associated with larger margins, while reductions in these costs led to lower margins. The symmetry tests confirmed this asymmetry across products like salmon, shrimp, and carp, while milkfish and white halva exhibited symmetric transmission.

Short-term price transmission elasticity was greater than long-term elasticity for salmon, lionfish, and shouride, but the reverse held for several other fish. This suggests that price increases are more quickly transmitted than price reductions, confirming the presence of asymmetry.

Conclusion

To address price fluctuations, especially in input markets, it is recommended to support domestic fish feed production and invest in converting slaughterhouse waste into aquaculture feed. Establishing market information systems will help reduce information asymmetry, curb intermediary abuse, and stabilize price fluctuations.

Strengthening price control mechanisms at the retail level and encouraging cooperatives to coordinate supply schedules can also reduce marketing margins. Furthermore, improving market infrastructure—particularly for key inputs like feed—can help protect both producers and consumers by minimizing market margin volatility and facilitating export opportunities through timely, direct supply channels.

***Keywords*:** Price Transmission, Bivariate Model, Degree of Symmetry, GARCH, Fishery Products.

Author Contributions

The following statements should be used "Conceptualization, Saravani, Amiri and Karim; methodology, Saravani and Amiri; software, Saravani; validation, Saravani, Amiri and Karim; formal analysis, Saravani, Amiri and Karim; investigation, Saravani, Amiri and Karim; resources, Saravani, Amiri and Karim; data curation, Saravani and Amiri; writing—original draft preparation, Saravani and Amiri; writing—review and editing, Saravani and Amiri; visualization, Saravani, Amiri and Karim; supervision, Saravani, Amiri and Karim; project administration, Saravani, Amiri and Karim; funding acquisition, Saravani, Amiri and Karim. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript." Please turn to the CRediT taxonomy for the term explanation. Authorship must be limited to those who have contributed substantially to the work re-ported. All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

Acknowledgements
The authors would like to express their sincere appreciation to the Editor-in-Chief and anonymous referees for their helpful comments and suggestions which tremendously improved the quality of the paper.

Ethical Considerations
The authors adhered to ethical principles in conducting and publishing this research. authors avoided data fabrication, falsification, plagiarism, and misconduct.

Funding
This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest
The authors declare no conflicts of interest, financial or non-financial, or personal relationships that could have influenced the work reported in this paper.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

دانشگاه خوارزمی

اقتصاد فضا و توسعه روستایی

شاپا الکترونیکی: **۴۷۶X- ۲۵۸۸**

Homepage: https://khu.ac.ir

مکانیسم انتقال قیمت در بازار محصولات شیلاتی منتخب

مهدی سراوانی [۱] | حسین امیری [۲]✉| محمد حسین کریم [۳]

۱. گروه آموزشی اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی زابل. ایران. رایانامه: mahdisaravani94@gmail.com

۲. نویسنده مسئول، گروه آموزشی اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، ایران. رایانامه: h.amiri@khu.ac.ir

۳. گروه آموزشی اقتصاد انرژی و منابع طبیعی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، ایران. رایانامه: karim@khu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۱۲

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۹/۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۰۳

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۱۰/۰۱

کلیدواژه‌ها:
انتقال قیمت،
درجه تقارن،
گارچ دومتغیره،
محصولات شیلاتی.

چکیده

هدف: هدف از پژوهش فوق بررسی وضعیت انتقال قیمت و سنجش میزان انتقال قیمت بین سطوح عمده و خرده‌فروشی در بازار محصولات شیلاتی است.

روش پژوهش: در این مطالعه با استفاده از مدل گارچ دومتغیره و مدل هوک میزان تقارن و عدم تقارن انتقال قیمت در بازار محصولات شیلاتی منتخب مشتمل بر ماهیان قزل‌آلا، شیر، کپور، حلوا سفید، کیلکا، شوریده، ماهیان سرد آبی، ماهیان گرم آبی و میگو بر اساس داده‌های ماهانه طی سال‌های ۱۳۹۸- ۱۳۹۰ موردبررسی قرار گرفتند.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد که فرضیه انتقال متقارن قیمت‌ها در کوتاه‌مدت تنها برای ماهیان شیر و شوریده تأیید و برای سایر محصولات رد می‌شود. همچنین فرضیه انتقال نامتقارن قیمت‌ها در بلندمدت برای ماهیان قزل‌آلا، شیر و شوریده تأیید و برای سایر محصولات رد می‌شود. همچنین برای ماهیان قزل‌آلا، شیر و شوریده کشش کوتاه‌مدت انتقال قیمت بیشتر از کشش بلندمدت انتقال قیمت است که بیانگر انتقال کامل تغییرات قیمت از سطوح عمده به خرده‌فروشی است. درحالی‌که برای ماهی‌های کیلکا، کپور، حلوا سفید و میگو کشش کوتاه‌مدت انتقال قیمت کمتر از کشش بلندمدت انتقال قیمت است که این مسئله با نتایج حاصل از مدل رزیت همخوانی دارد.

نتیجه‌گیری: پیشنهاد می‌شود مسئولین ذی‌ربط برای جلوگیری از تضییع حقوق دو قشر تولیدکننده و مصرف‌کننده تعاونی‌های موجود فروش با تولیت و مشارکت واقعی عرضه‌کنندگان و پرورش‌دهندگان نهاده‌ها و محصولات شیلاتی را با فرهنگ‌سازی، آموزش و دادن امکانات، موردحمایت قرار دهند تا با خرید به‌موقع و عرضه مستقیم نهاده‌ها و محصولات به مصرف‌کنندگان زمینه صادرات را نیز فراهم آورند که این خود از افزایش حاشیه بازار و نوسانات قیمتی نیز ممانعت به عمل می‌آورد.

استناد: سراوانی، مهدی؛ امیری، حسین؛ و کریم، محمد حسین (۱۴۰۳). مکانیسم انتقال قیمت در بازار محصولات شیلاتی منتخب. *اقتصاد فضا و توسعه روستایی*، ۱۳(۵۰)،۱۲۲-۱۰۵. http//doi.org/10.61186/serd.13.50.7

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

© نویسندگان.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]

[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

مقدمه

کارایی بازار تحت تأثیر عوامل و شاخص‌های متعددی قرار دارد که یکی از مهم‌ترین آن‌ها مسئله تقارن[۱] یا عدم تقارن[۲] انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. وجود تقارن در بازار حاکی از انتقال کامل تغییرات قیمت در یک سطح از بازار (افزایش یا کاهش) به سطوح دیگر است، حال‌آنکه در انتقال نامتقارن[۳] اثر افزایش یا کاهش قیمت در یک سطح بازار به‌طور کامل به سطوح دیگر منتقل نمی‌شود و یا اینکه ممکن است افزایش قیمت‌ها سریع‌تر و به‌طور کامل ولی کاهش قیمت‌ها آرام تر و به‌طور ناقص منتقل شود و یا بالعکس. انتقال نامتقارن قیمت موجب می‌شود تا سود ایجادشده ناشی از افزایش حاشیه بازار و قیمت نهایی محصول نصیب واسطه‌ها گردد. تحقیقات متعددی راجع به انتقال نامتقارن قیمت صورت گرفته است و نظریه‌های متناقض فراوانی برای بررسی وجود انتقال نامتقارن قیمت وجود دارد. عدم تقارن در انتقال قیمت‌ها ممکن است به دلیل میزان تمرکز زیاد، مداخله دولت از طریق قیمت‌های حمایتی و سهمیه بازاریابی یا اطلاعات ناقص کارگزاران اقتصادی باشد (کینوکان و فورکر[۴]، ۱۹۸۷ و استیگلیتز[۵]، ۱۹۸۹). فرضیه تمرکز زیاد در صنایع غذایی به‌عنوان دلیلی دیگر بر انتقال نامتقارن قیمت مبتنی بر الگوی ماسون – بین[۶] است. این الگو نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت میان قیمت، سود، حاشیه هزینه – قیمت و درجه تمرکز در صنعت است و از طرف دیگر، نظریه‌پردازان بازار مدرن ازجمله استیگلیتز اعتقاددارند در صورت وجود تمرکز کم در بازار، هزینه گردآوری و تجزیه‌وتحلیل اطلاعات برای مصرف‌کنندگان بالا می‌رود. بنابراین شرکت‌ها (بنگاه‌ها) میزانی از قدرت بازار را کسب می‌کنند که این قدرت بازاری منجر به تعدیلات نامتقارن قیمت در بازار می‌شود. نحوه انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار نحوه فعالیت نیروهای دخیل در بازارها را منعکس می‌کند. به‌طور سنتی، قیمت‌های بازار ساز کارهای اولیه‌ای هستند که سطوح مختلف بازار را به هم پیوند داده و شوک‌های وارد بر هر سطح از بازار را بین تولیدکنندگان، عمده‌فروشان و خرده‌فروشان انتقال می‌دهند (گودوین و هارپر[۷]، ۲۰۰۰). انتقال نامتقارن قیمت نه‌تنها به این دلیل اهمیت دارد که ممکن است بر شکاف موجود در نظریه‌های اقتصادی دلالت کند، بلکه وجود آن به‌عنوان شاهدی از نارسایی بازار دررسیدن به اهداف سیاستی نیز موردتوجه است. همچنین انتقال نامتقارن قیمت پدیده‌ای است که ممکن است از رقابت ناقص بازار ناشی شود (میر و ون کرامون– تاوبادل[۸]، ۲۰۰۴).

رشد جمعیت و افزایش تقاضای روزافزون برای مواد غذایی سالم ازجمله محصولات شیلاتی از یک‌سو و نارضایتی پرورش‌دهندگان از قیمت نهایی محصولات خود در بازار از سوی دیگر، بررسی وضعیت بازاریابی محصولات شیلاتی به‌منظور بهبود امر بازاریابی و کمک به توسعه این بخش را ضروری می‌نماید. به‌طوری‌که بازاریابی محصولات شیلاتی می‌تواند برای توسعه سایر بخش‌ها ازجمله انواع صنایع تبدیلی، کنسروسازی، سردخانه‌ها و مراکز حمل‌ونقل و ... مفید باشد. همچنین با سامان دادن بخش بازاریابی یک رابطه منظم و دائمی بین صیادان و پرورش‌دهندگان، حمل‌کنندگان، تجار و صاحبان صنایع عمل‌آوری و بسته‌بندی برقرار خواهد شد که این خود منجر به ایجاد شغل‌های جدید و کاهش بیکاری می‌شود. ضمن اینکه بازاریابی نهاده‌ها و محصولات شیلاتی از طریق ارتباطات پیشین و پسین با سایر بخش‌ها، تولید ملی را افزایش خواهد داد (سراوانی و کیخا، ۱۳۹۶). بعلاوه ارائه مکانیسم‌های مناسب بازاریابی با حذف تدریجی واسطه‌ها از بازار نهاده‌ها و محصولات شیلاتی ازیک‌طرف درآمد صیادان و پرورش‌دهندگان را افزایش می‌دهد و از طرفی قیمت مصرف‌کننده را کاهش می‌دهد. عموماً مداخله واسطه‌ها در بخش شیلات به‌طور چشمگیری وجود دارد، این مداخلات موجب نوسان قیمت نهاده‌ها و برخی از محصولات شیلاتی در سطوح مختلف بازار شده است، لذا شکاف قیمتی به وجود آمده باعث ایجاد منافع نامتعارف برای واسطه‌ها و نارضایتی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان شده است. هدف از پژوهش فوق بررسی وضعیت انتقال قیمت و سنجش میزان انتقال قیمت بین سطوح عمده و خرده‌فروشی در بازار

[1] - Symmetry
[2] - Asymmetry
[3] - Asymmetric Transmission
[4] - Kinnucan and Forker
[5] - Stiglitz
[6] - Mason-Bain Paradigm
[7] - Goodwin and Harper
[8] - Meyer and Von Cramon-Taubadel

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

محصولات شیلاتی است؛ لذا به‌منظور بررسی چگونگی وضعیت انتقال قیمت از روش هوک و برای سنجش میزان انتقال قیمت بین سطوح عمده و خرده‌فروشی در بازار محصولات شیلاتی ازجمله ماهی‌های قزل‌آلا، شیر، حلوا سفید، کپور، کیلکا، شوریده، ماهیان سرد آبی، ماهیان گرم آبی و میگو که با تقاضای بیشتری از سوی مصرف‌کنندگان روبرو هستند با استفاده از مدل گارچ دومتغیره[1] طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ استفاده خواهد شد. اطلاعات موردنیاز شامل داده‌های ماهانه قیمت عمده‌فروشی، قیمت خرده‌فروشی، هزینه حمل‌ونقل، هزینه خوراک، بیمه و میزان تولید از سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی (سازمان شیلات ایران) گردآوری‌شده است.

لازم به ذکر است چنانچه متغیرهای سری زمانی پایا باشند از مدل هوک، ولی چنانچه متغیرها نا پایا باشند ابتدا از طریق آزمون همگرایی یوهانسون ارتباط بلندمدت بین متغیرها در سطوح مختلف بازار بررسی می‌شود و در صورت همگرا بودن از مدل تصحیح خطا (ECM) برای تحلیل الگوی انتقال قیمت استفاده می‌گردد. در مدل هوک به ویژگی‌های سری زمانی داده‌ها توجه نمی‌شود و خودهمبستگی در این مدل مشکل جدی است و باعث رگرسیون کاذب می‌شود (زولتان بکاس و فرتو[2]، ۲۰۰۶)؛ لذا چنانچه داده‌های مدل همگرا باشند، از مدل تصحیح خطای کرامون–تاوبادل[3] (۱۹۹۸) برای آزمون انتقال قیمت می‌توان استفاده نمود. در صورت هم انباشتگی سری‌های قیمت با یکدیگر، رهیافت تصحیح خطا بر دیگر روش‌ها برتری دارد. بتندورف و وربوون[4] (۲۰۰۰) بیان کردند که شرط استفاده از رهیافت تصحیح خطا، انباشتگی از درجه‌یک هر یک از متغیرها به‌تنهایی و هم انباشتگی آن‌ها با یکدیگر است، به‌عبارت‌دیگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین سری‌های قیمت، از یک‌سو شرط لازم برای به‌کارگیری این روش بشمار می‌رود و از سوی دیگر دلیل برتری این روش بر دیگر روش‌هاست؛ بنابراین پیش از ارائه الگوی نظری باید آزمون پایایی هر یک از متغیرهای پژوهش و نیز آزمون هم انباشتگی بین متغیرها انجام شود. درصورتی‌که بین سری‌های قیمت در سطوح مختلف فرضیه هم انباشتگی تأیید شود، می‌توان از روش تصحیح خطا برای بررسی چگونگی انتقال قیمت‌ها استفاده کرد.

پیشینه پژوهش

۱. پیشینهٔ نظری

نظریه‌های فراوانی برای بررسی وجود انتقال نامتقارن قیمت وجود دارد. عدم تقارن در انتقال قیمت نشان‌دهنده نقص بازار است. عدم تقارن در انتقال قیمت‌های خرده‌فروشی – عمده‌فروشی موجب تمرکز کم در بازار، هزینه بالای تهیه و تجزیه‌وتحلیل اطلاعات برای مصرف‌کنندگان خواهد شد (استیگلیتز، ۱۹۸۹). دو نوع انتقال نامتقارن وجود دارد: اول اینکه در انتقال نامتقارن کوتاه‌مدت، اثر فوری افزایش و یا کاهش قیمت تولیدکننده بر قیمت خرده‌فروشی یکسان نباشد، اما اثر بلندمدت آن یکسان باشد و دوم در انتقال نامتقارن بلندمدت، افزایش در قیمت تولیدکننده در کوتاه‌مدت نسبت به کاهش قیمت در بلندمدت اثر متفاوتی داشته باشد (هانسن[5]، ۱۹۹۴). عدم تقارن در بلندمدت یعنی اینکه واسطه‌ها حاشیه بازار خود را به‌طور پایدار افزایش می‌دهند؛ درحالی‌که عدم تقارن کوتاه‌مدت دارای یک اثر موقت روی حاشیه بازار است. انتقال نامتقارن قیمت به این معناست که قیمت‌های مصرف‌کننده در مقابل افزایش و کاهش قیمت‌های تولیدکننده به‌گونه‌ای متفاوت پاسخ می‌دهد و از طرف دیگر، عکس‌العمل قیمت‌های تولیدکننده نسبت به افزایش و کاهش قیمت در شاخص مصرف‌کننده متفاوت است. ازنظر میر و ون کرامون– تاوبادل (۲۰۰۴) دو نوع کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت برای انتقال قیمت نیز قابل‌محاسبه است. کشش کوتاه‌مدت سنجش انتقال سریع و کامل قیمت بین دو سطح بازار است و کشش بلندمدت انتقال با وقفه و تدریجی تغییرات قیمت در دو سطح بازار را اندازه می‌گیرد. روش‌های مختلفی برای بررسی مکانیسم انتقال قیمت ازجمله مدل‌های هوک، تصحیح خطا و الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای مورداستفاده قرار می‌گیرد که بیشترین کاربرد را در این زمینه‌دارند. چنانچه متغیرهای سری زمانی پایا باشند از مدل هوک استفاده می‌شود. چنانچه متغیرها

[1] - Bivariant GARCH
[2] - Zoltán Bakucs and Fertő
[3] - Cramon-Taubadel
[4] - Bettendorf and Verboven
[5] - Hansen

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

نا پایا باشند ابتدا از طریق آزمون همگرایی یوهانسون ارتباط بلندمدت بین متغیرها در سطوح مختلف بازار بررسی می‌شود و در صورت همگرا بودن از مدل تصحیح خطا برای تحلیل الگوی انتقال قیمت استفاده می‌گردد.

۲. پیشینهٔ تجربی

سارگان[۱] (۱۹۶۴) مدل تصحیح خطا را برای اولین بار به‌منظور بررسی قیمت‌ها و دستمزدها در انگلستان مبتنی بر مطالعات کلین[۲] (۱۹۶۷)، بال و بورنز[۳] (۱۹۷۶)، هازلوود و وندام[۴] (۱۹۶۱) مورداستفاده قرارداد. هدف اولیه این مطالعه توسعه روش‌های برآورد و مقایسه روش‌های مختلف برآورد روابط ساختاری در داده‌های سری زمانی است، زمانی که خطاها[۵] در این روابط خودهمبستگی داشته باشند. این مطالعه باهدف بررسی مسائل کاربردی با به‌کارگیری روش‌های اقتصادسنجی است. وارد[۶] (۱۹۸۲) در مقاله‌ای با عنوان "قیمت‌گذاری نامتقارن در خرده‌فروشی، عمده‌فروشی و نقاط بارگیری سبزی‌های تازه" به‌هم‌پیوستگی قیمت در بازار سبزی‌های تازه بین خرده‌فروشی، عمده‌فروشی و مکان بارگیری محصولات را موردبررسی قرارداد. آزمون فرضیه‌ها نشان داد که ارتباط مؤثری بین این سه مکان وجود دارد. زیرا سبزی‌های تازه نیازمند حداقل فراوری است. وی مشاهده نمود که قیمت‌های خرده‌فروشی و مکان‌های بارگیری با یک تأخیر نسبت به قیمت‌های عمده‌فروشی عکس‌العمل نشان می‌دهند و پیشنهاد کرد که بر بازار عمده‌فروشی تمرکز بیشتری صورت گیرد. به‌علاوه، بررسی انتقال قیمت نامتقارن از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی و مکان‌های بارگیری نشان داد که قیمت‌های خرده‌فروشی به افزایش قیمت‌های عمده‌فروشی عکس‌العمل سریع‌تری نشان می‌دهند تا کاهش قیمت‌ها (انتقال نامتقارن در کرفس، کلم، ذرت، فلفل سبز، سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی و انتقال متقارن تنها در هویج و خیار مشاهده شد). برای نخستین بار رابطه بین هم انباشتگی و مدل تصحیح خطا توسط گرنجر[۷] (۱۹۸۱) بیان شد، و گرنجر (۱۹۸۳) نشان داد که هم انباشتگی سری‌های زمانی به‌وسیله مدل‌های تصحیح خطا قابل‌ارائه است، به‌طوری‌که این موضوع صریحاً بیان و اثبات شد و در مطالعات دیگری که توسط جوهانسون[۸] (۱۹۸۸) در غالب مدل‌های پیچیده‌تری مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت، استفاده شد. انگل و گرنجر[۹] (۱۹۸۷) در نخستین گام اقدام به برآورد بردار هم انباشتگی کرده و در گام بعد این برآوردها در غالب مدل‌های تصحیح خطا مورداستفاده قرار گرفت. کینوکان و فوکر (۱۹۸۷) مدل مارک آپ[۱۰] هیان[۱۱] (۱۹۸۰) و نگرش هوک[۱۲] (۱۹۷۷) را برای تصریح و تخمین توابع غیرقابل‌برگشت (برگشت‌ناپذیر) با همدیگر ترکیب کردند. این کار به‌منظور ارزیابی انتقال نامتقارن قیمت خرده‌فروشی در مقابل تغییرات قیمت مزرعه در صنایع لبنی آمریکا بکار رفته است و بیان کرد که مداخلات دولت با کمک قیمت‌های حمایتی و سهمیه بازار می‌تواند به تعدیلات نامتقارن بازار منجر شود. به‌طوری‌که مداخلات دولت به‌قصد حمایت از قیمت بر رفتار واسطه‌ها اثر گذاشته و به انتقال نامتقارن قیمت منجر شد.

در مطالعه‌ای که مکانیسم انتقال قیمت را در بازار خرما طی دوره ۱۳۹۱:۴–۱۳۶۱:۱ با استفاده از مدل گارچ دومتغیره به روش بردار مشخصه موردبررسی قراردادند نتایج حاکی از آن بود که نرخ تغییر در قیمت‌های مصرفی به‌طور جزئی باعث تغییر در قیمت‌های تولیدی می‌شود؛ به‌طوری‌که یک واحد افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده به میزان کمتر از یک واحد (۰/۰۰۳ واحد) شاخص قیمت تولیدکننده را افزایش می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر انتقال قیمت در بازار خرما به‌صورت ناقص انجام می‌گیرد (شرافتمند و باغستانی، ۱۳۹۵).

[1] - Sargan
[2] - Klein
[3] - Ball and Burns
[4] - Hazelwood and Vandome
[5] - Errors
[6] - Ward
[7] - Granger
[8] - Johansen
[9] - Engle and Granger
[10] - Mark-Up
[11] - Heien
[12] - Houck

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

بررسی مکانیسم انتقال قیمت در بازار میگو با استفاده از مدل گارچ دومتغیره طی دوره زمانی ماهیانه ۱۳۹۱:۴-۱۳۸۰:۱ نشان داد نرخ تغییر قیمت‌های خرده‌فروشی، به‌طور جزئی، باعث تغییر قیمت‌های عمده‌فروشی می‌شود، به‌طوری‌که یک واحد افزایش در شاخص قیمت خرده‌فروشی، به میزان کمتر از یک واحد (۰/۲ واحد) شاخص قیمت عمده‌فروشی را افزایش می‌دهد. بنابراین انتقال قیمت بازار میگو به‌صورت ناقص انجام می‌گیرد. همچنین نتایج آزمون هوک نشان داد انتقال قیمت در بازار میگو نامتقارن است و سرعت انتقال افزایش قیمت، بیش‌تر از سرعت انتقال کاهش قیمت است (باغستانی و رحیمی، ۱۳۹۸).

در مطالعه‌ای که بر امکان استفاده از بازار آتی به‌عنوان ابزار مدیریتی ریسک قیمتی محصول خرما تمرکز داشت؛ ابتدا با استفاده از قیمت‌های ماهانه خرما و به‌کارگیری چارچوب تئوری میانگین واریانس، نسبت تأمین با روش حداقل مربعات معمولی[1] برآورد شد. سپس به دلیل وجود واریانس‌های شرطی خود همبسته، نسبت تأمین به‌عنوان یک متغیر طی زمان با استفاده از مدل گارچ دومتغیره برآورد شد. ماتریس واریانس کوواریانس شرطی متغیر طی زمان‌بر اساس مدل‌های چندمتغیره ناهمسان واریانس تخمین زده شد. سپس با استفاده از نتایج این ماتریس‌ها، نسبت تأمین متغیر طی زمان برآورد گردید. نتایج نشان داد نسبت تأمین استخراجی از روش گارچ دومتغیره به‌طور متوسط برابر ۰/۷ است و بیانگر این است که حدود ۷۰ درصد از ریسک قیمتی محصول خرما می‌تواند با فروش در بازار آتی کاهش یابد (شرافتمند، یزدانی و مقدسی[2]، ۲۰۱۴).

در تحقیقی دیگر از یک مدل گارچ چندمتغیره برای برآورد هم‌زمان میانگین و واریانس شرطی بازده‌های روزانه بخش‌های مختلف بازار سهام ایران از ۱ تیر ۱۳۸۶ تا ۱ تیر ۱۳۹۱ استفاده شد. نتایج بیانگر انتقال معنادار شوک‌ها و نوسانات در میان بخش‌های مختلف بود (ابونوری و عبداللهی، ۱۳۹۱).

در تحقیقی مجموعه‌ای از مدل‌های مختلف GARCH[3] استاندارد با گروهی از مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ (MRS-GARCH) بر اساس توانایی آن‌ها در پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت در افق‌های زمانی یک‌روزه تا یک‌ماهه مقایسه شدند. به‌منظور صحه گذاشتن بر ثبات بیش از اندازه‌ای که معمولاً در مدل‌های گارچ یافت می‌شود و بیانگر پیش‌بینی‌های نوسانات بسیار بالا و بسیار نامحسوس است، پارامترهای مدل‌های MRS-GARCH که بین رژیم با نوسان بالا و پایین جابه‌جا می‌شوند، مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفتند. تجزیه تحلیل‌های تجربی نشان داد که طبق مجموعه گسترده‌ای از توابع زیان آماری مدل‌های MRS- GARCH عملکردی بهتری نسبت به مدل‌های گارچ استاندارد در پیش‌بینی نوسانات در افق‌های زمانی کوتاه‌تر دارند و در افق‌های زمانی طولانی‌تر مدل‌های گارچ نامتقارن استاندارد بهتر عمل می‌کنند. بر اساس این آزمون‌ها وجود مدل بهتر از MRS GARCH-t - رد شدند (بکی حسکوئی و خواجوند، ۱۳۹۳).

تحقیق دیگری باهدف بهینه‌سازی پرتفوی شرکت سرمایه‌گذاری بانک سپه با استفاده از روش حداقل کردن ریسک نسبت به بازدهی مورد انتظار انجام‌شده است. در این راستا، ابتدا ترکیب پرتفوی شرکت مذکور طی دوره ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۰ بررسی و از بین سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده، چهار صنعت با وزن بالا انتخاب شدند.سپس ریسک بازدهی هر یک از این چهار صنعت در طول زمان با به‌کارگیری مدل گارچ چندمتغیره به‌صورت مدل BEKK –Diagonal برآورد گردید. در ادامه با در نظر داشتن بازدهی مورد انتظار، ریسک بهینه سبد سرمایه‌گذاری حاوی چهار صنعت منتخب محاسبه‌شده است. یافته‌ها نشان دادند هر زمان که ریسک کمتری در هر یک از صنایع وجود داشته، سهم آن‌ها در سبد سرمایه‌گذاری بیشتر است. به‌علاوه، در میان این چهار صنعت بالاترین سهم به‌طور متوسط مربوط به صنعت استخراج کانی‌های غیرفلزی بوده و صنایع استخراج کانی‌های فلزی، شرکت‌های معظم چند رشته‌ای و صنعت مواد و محصولات شیمیایی به ترتیب در جایگاه‌های بعدی قرار گرفتند (موسوی جهرمی، غلامی و سامعی، ۱۳۹۵).

در پژوهشی بررسی عملکرد و رتبه‌بندی مدل‌های گارچ چندمتغیره در برآورد ارزش در معرض خطر در سه پرتفوی با ابعاد کوچک، متوسط و بزرگ و تلاطم‌های مختلف متشکل از بازده شاخص صنایع بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۳ موردبررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد مدل‌هایی که همبستگی را در نظر می‌گیرند به‌ویژه مدل‌های همبستگی

[1] - Ordinary Least Square (OLS)
[2] - Sherafatmand, Yazdan and Moghadasi
[3] - Generalized Auto Regressive conditional Heteroskedastisity (GARCH)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

پویا، عملکرد خوبی داشته و به‌طور منسجم در ابعاد مختلف پرتفوی و سطوح متفاوت خطای آماری عمل می‌نمایند (خزائی و زمانیان، ۱۳۹۴).

در پژوهشی که به دنبال بررسی اثر نا اطمینانی تورمی بر تورم و رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت در اقتصاد ایران انجام‌گرفته دو فرضیه مطرح شد اول اینکه در اقتصاد ایران با افزایش نا اطمینانی تورمی، تورم افزایش می‌یابد (نظریه کوکرمن – ملتزر) و دوم اینکه در بخش صنعت اقتصاد ایران، با افزایش نا اطمینانی تورمی، رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت کاهش می‌یابد (نظریه فریدمن). برای بررسی این دو فرضیه، در ابتدا جانشینی برای نا اطمینانی تورمی با استفاده از روش گارچ دومتغیره به دست آمد. سپس نتایج نشان داد که فرضیه کوکرمن – ملتزر مبنی براثر مثبت نا اطمینانی تورمی بر تورم در اقتصاد ایران پذیرفته می‌شود و فرضیه فریدمن مبنی براثر منفی نا اطمینانی تورمی بر رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت رد می‌شود (فرزین‌وش و لبافی‌فریز، ۱۳۹۳). در ادامه خلاصه نتایج پیشینه تحقیق خارجی و مدل‌های انتقال قیمت در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱. خلاصه نتایج پیشینه و مدل‌های انتقال قیمت

محقق	سال	روش مورداستفاده	نتایج
سارگان	۱۹۶۴	مدل تصحیح خطا	هدف اولیه این مطالعه توسعه و مقایسه روش‌های مختلف برآورد در داده‌های سری زمانی، زمانی که خطاها در این روابط خودهمبستگی داشته باشند، بود.
وولفرام[1]	۱۹۷۱	مدل‌های اولیه	ارائه مدل‌های اولیه انتقال قیمت و بازبینی توسط هوک بعد از وی
هوک	۱۹۷۷	مدل هوک	کاربرد توسط کینوکان و فوکر (۱۹۸۷)؛ بایلی و برارسن[2] (۱۹۸۹)؛ مانتی، پترسون و کروسی[3] (۱۹۹۵)
وارد	۱۹۸۲	مدل هوک	جایگذاری وقفه‌های متغیرهای مستقل در مدل هوک با ایجاد خودهمبستگی در سری‌های زمانی پایا
انگل و گرنجر	۱۹۸۷	مدل سارگان	مدل تصحیح خطای سارگان را برای تصحیح عدم تعادل بکار گرفتند. نتایج مدل نشان داد که هم انباشتگی سری‌های زمانی به‌وسیله مدل‌های تصحیح خطا (ECM) قابل برآورد است.
گرنجر و لی[4]	۱۹۸۹	مدل وارد	واردکردن جزء تصحیح خطای مثبت و منفی به‌منظور حل مشکل مدل وارد
ون کرامون–تاوبادل و فالبوش[5]	۱۹۹۴	مدل تصحیح خطا	این الگو علاوه بر آزمون تقارن انتقال قیمت‌ها، کشش قیمتی را به‌طور مجزا ارائه می‌دهد. کاربرد توسط شولنیک[6] (۱۹۹۶)؛ برنشتاین، کامرون و گیلبرت[7] (۱۹۹۷)؛ فراست و باودن[8] (۱۹۹۹)
ون کرامون–تاوبادل و لوی[9]	۱۹۹۶	مدل هوک	مدل هوک با مفهوم همگرایی ناسازگار است.
اندرس و گرنجر[10]	۱۹۹۸	مدل خود توزیعی آستانه	اگر فرضیه عدم $\rho_1 = \rho_2 = 0$ مبنی بر نبود همگرایی رد شود، در این صورت تعادل بلندمدت بین متغیرهای موردنظر اثبات می‌شود.
اندرس و سیکلوز[11]	۱۹۹۸	مدل‌های آستانه‌ای	کاربرد توسط گودوین و پیگوت[12] (۲۰۰۱)، تامسون و بوهل[13] (۱۹۹۹)، گودوین و هارپر (۲۰۰۰)، ماینادری[14] (۲۰۰۱)، عبدولای[15] (۲۰۰۲) و سپتون[16] (۲۰۰۳)
کرامون–تاوبادل	۱۹۹۸	مدل تصحیح خطا	جایگزین مدل‌های ولفرام (۱۹۷۱)، هوک (۱۹۷۷)، وارد (۱۹۸۲) و انگل و گرنجر (۱۹۸۷) و سازگار با متغیرهای نا پایا

1 - Wolffram
2 - Bailey and Brorsen
3 - Mohanty, Peterson and Kruse
4 - Granger and Lee
5 - Von Cramon-Taubadel and Fahlbusch
6 - Scholnick
7 - Borenstein, Cameron and Gilbert
8 - Frost and Bowden
9 - Von Cramon-Taubadel and Loy
10 - Enders and Granger
11 - Enders and Siklos
12 - Goodwin and Piggott
13 - Thompson and Bohl
14 - Mainardi
15 - Abdulai
16 - Sephton

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

محقق	سال	روش مورداستفاده	نتایج
آزام[1]	۱۹۹۹	مدل هوک	استفاده از روش هوک به‌ویژه زمانی که چسبندگی وجود داشته باشد، برای آزمون انتقال قیمت مناسب نیست.

منبع: نتایج پژوهش

روش‌شناسی پژوهش

۱. داده‌ها و روش کار

یکی از آزمون‌هایی که به‌صورت گسترده در پژوهش‌های گذشته از آن استفاده‌شده، آزمونی است که توسط هوک در سال ۱۹۷۷ ارائه شد (کینوکان و فرکر، ۱۹۸۷؛ بایلی و برارسن، ۱۹۸۹؛ مانتی، پترسون و کروسی، ۱۹۹۵). برای اولین بار ون کرامون–تاوبادل و فالبوش (۱۹۹۶) نشان دادند که آزمون هوک با هم انباشتگی بین سری‌های قیمت ناسازگار است. بنابراین آن‌ها یک الگوی تصحیح خطا (ECM) پیشنهاد دادند که می‌توان از آن برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت میان سری‌های قیمت هم انباشته استفاده کرد که این روش توسط بسیاری از محققان مورداستفاده قرار گرفت (شولنیک، ۱۹۹۶، برنشتاین، کامرون و گیلبرت، ۱۹۹۷ و فراست و باودن، ۱۹۹۹). این الگو علاوه بر اینکه اجازه آزمون تقارن انتقال قیمت‌ها را می‌دهد، کشش قیمتی در یک سطح از بازار را نسبت به افزایش یا کاهش در سطوح دیگر بازار را به‌طور مجزا ارائه می‌دهد، به‌طوری‌که الگوی تصحیح خطای پیشنهادشده را می‌توان برای سری‌های زمانی هم انباشته به کار برد. از سوی دیگر بیان می‌شود که شرط استفاده از رهیافت تصحیح خطا، انباشتگی از درجه‌ی یک هر یک از متغیرها به‌تنهایی و هم انباشتگی آن‌ها با یکدیگر است. به‌عبارت‌دیگر وجود رابطه بلندمدت بین سری‌های قیمت، از یک‌سو شرط لازم برای به‌کارگیری این رهیافت به شمار رفته و از سوی دیگر دلیل برتری این رهیافت بر رهیافت هوک است (بتندورف و وربوون، ۲۰۰۰). از سوی دیگر ممکن است واریانس شرطی در طول زمان ثابت نبوده و تغییر کند مثلاً از متغیرهای توضیحی معادله رگرسیونی تبعیت کند که این مسئله به واریانس ناهمسانی شهرت دارد و توسط انگل[2] (۱۹۸۲) مورد تحلیل قرار گرفت. بر این اساس مدل ARMA رابطه ۱ را در نظر بگیرد.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

اگر واریانس ε_t ثابت نباشد، آنگاه امید ریاضی ε_{t+1} برابر است با:

$$E_t(\varepsilon_{t+1})^2 = E_t[(y_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_t)^2] = VAR(y_{t-1} \mid y_t) \quad (۲)$$

بنابراین $E_t(\varepsilon_{t+1})^2$ برابر با σ^2 است. چنانچه فرض کنیم واریانس شرطی ثابت نیست، استراتژی ساده برای این کار مدل‌سازی واریانس شرطی در یک فرآیند AR(q) با استفاده از مربع پسماندها به‌صورت رابطه ۳ است:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \cdots \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + u_t \quad (۳)$$

از طرفی واریانس شرطی y_t مطابق با فرایند خود رگرسیون در معادله فوق است؛ بنابراین می‌توان از این معادله برای پیش‌بینی واریانس شرطی در زمان t+1 به‌صورت رابطه ۴ استفاده کرد:

$$E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \cdots \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 \quad (۴)$$

به همین دلیل مدل ناهمسانی واریانس خود رگرسیون شرطی (ARCH) نامیده می‌شود. بولرسلیو[3] (۱۹۸۶) مدل انگل را با تکنیکی که واریانس شرطی را در فرایند ARMA بیان می‌کند گسترش و مدل تعمیم‌یافته ARCH(p,q) را که GARCH(p,q) نامیده می‌شود را بیان نمود (عباسی و صادقی، ۱۳۹۴). معادله GARCH(p,q) به‌صورت رابطه ۵ است:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (۵)$$

در این رابطه p و q به ترتیب مرتبه فرایندهای GARCH و ARCH و ε_t جزء اخلال است. در این تصریح از ماتریس واریانس – کوواریانس شرطی، متغیرها و کوواریانس‌های شرطی آن‌ها تابعی از مقادیر با وقفه تمامی واریانس‌ها و کوواریانس‌های شرطی و همچنین مقادیر پسماند با وقفه هستند (نجفی و صدری، ۱۳۹۷). توسعه مدل‌های ARCH و GARCH منجر به در نظر گرفتن

[1] - Azzam
[2] - Engle
[3] - Bollerslev

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

و توجه به پدیده واریانس ناهمسانی در جمله خطای معادلات رگرسیونی می‌شود. مدل‌های GARCH چندمتغیره تغییرپذیری هم‌زمان دو یا چند متغیر را مدل‌سازی می‌کند. در این حالت ممکن است تغییرپذیری متغیرها بر همدیگر اثر بگذارند. در حالت چندمتغیره معمولاً فرض بر این است که تغییرپذیری متغیرها ثابت است (سوری، ۱۳۹۲). مدل‌های آرچ و گارچ به دلیل ناهمسانی واریانس شرطی، به‌صورت گسترده مورداستفاده قرار می‌گیرند؛ ولی اثرات متقابل آن‌ها کم‌تر موردتوجه قرارگرفته است. بدین منظور، مدل‌های گارچ دو و چند متغیره بسط داده‌شده است. یک مدل گارچ دومتغیره به‌صورت رابطه ۶ و ۷ بیان می‌شود (باغستانی و رحمیی، ۱۳۹۸):

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \quad and \quad \varepsilon_t = N(O, H_t) \tag{۶}$$

$$vech(H_t) = M + \sum_{j=1}^{q} A_j vech(\varepsilon_{t-j}\varepsilon'_{t-j}) + \sum_{j=1}^{p} B_j vech(H_{t-j}) \tag{۷}$$

که در آن y_t یک بردار شامل متغیر وابسته، μ عرض از مبدأهای میانگین شرطی، H_t ماتریس واریانس شرطی، M بردار مقادیر ثابت و vech عملگری است که ستون‌های بخش پایین مثلث یک ماتریس دلخواه را سازمان‌دهی می‌کند. به‌بیان‌دیگر این عملگر روی یک ماتریس مربع تعریف‌شده و مقادیر روی قطر اصلی و زیرقطر اصلی را به‌صورت بردار می‌دهد. همچنین تعداد پارامترهای این مدل برابر با (N(N+1)(N(N+1)+1)/2 است. بولرسیلو، انگل و وولدریج[1] (۱۹۸۸) این‌طور بیان کردند که برای تخمین ساده‌تر رگرسیون می‌توان محدودیت‌های مختلفی نسبت به پارامترهای مدل یادشده اعمال نمود. به‌طوری‌که اعمال این محدودیت‌ها ماتریس‌های A_j و B_j به ماتریس‌هایی قطری تبدیل می‌کند. لذا مدل بردار مشخصه قطری[2] به دست می‌آید که به‌طور مستقیم به مدل‌سازی ماتریس کوواریانس شرطی می‌پردازد. درواقع شایع‌ترین مدل GARCH چندمتغیره، مدل VECH است. این مدل متضمن مثبت بودن ضرایب مدل و به دنبال آن معین مثبت بودن ماتریس کوواریانس نیست. در این صورت معادلات واریانس شرطی یک مدل گارچ دومتغیره، بردار مشخصه قطری به‌صورت معادلات ۸ است:

$$H_{11,t} = M_{11} + A_{11}(\varepsilon_{1,t-1})^2 + B_{11}(H_{11,t-1}) \tag{۸}$$

$$H_{22,t} = M_{22} + A_{22}(\varepsilon_{2,t-1})^2 + B_{22}(H_{22,t-1})$$

$$H_{12,t} = M_{12} + A_{12}(\varepsilon_{1,t-1})(\varepsilon_{2,t-1}) + B_{12}(H_{12,t-1})$$

رابطه ۸ ضرایب معادلات واریانس شرطی را به‌صورت M(I,j)،A1(I,j) و B1(I,j) نشان می‌دهد که در آن M ضریب ثابت هر معادله، A1 ضرایب ε_i^2 و B1 ضرایب واریانس تأخیری است که برای مدل دومتغیره به‌صورت رابطه ۸ بیان می‌شود. سیستم گارچ دومتغیره معادله ۸ شامل ۹ پارامتر واریانس شرطی است، به‌طوری‌که A_{11}، A_{22} نشان‌دهنده فرآیند ARCH در باقیمانده‌های معادلات قیمت‌های مصرف‌کننده (CP) و عمده‌فروش (WP) و A_{12} و B_{12} نشان‌دهنده پارامتر کوواریانس GARCH بین دو سطح بازار خواهند بود (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۸). چنانچه مقادیر A_{11}،A_{22}، A_{12}، M_{11}، M_{22}، M_{12}، B_{11}، B_{22} و B_{12} مثبت باشند آنگاه مقادیر واریانس شرطی نیز مثبت خواهند بود. در این مطالعه به‌منظور سنجش میزان انتقال قیمت بین سطوح عمده و خرده‌فروشی در بازار محصولات شیلاتی منتخب ازجمله ماهی‌های قزل‌آلا، شیر، حلوا سفید، کپور، کیلکا، شوریده، ماهیان سرد آبی، ماهیان گرم آبی و میگو که با توجه به آمارهای موجود با تقاضای بیشتری از سوی مصرف‌کنندگان روبرو هستند، با استفاده از مدل گارچ دومتغیره[3] طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ استفاده و مجموعه معادلات ۹ برآورد خواهند شد:

$$wp_t = a_0 + \sum_i a_{1i} wp_{t-i} + \sum_i a_{2i}\, cp_{t-i} + \varepsilon wp_t \tag{۹}$$

$$cp_t = c_0 + \sum_i c_{1i} cp_{t-i} + \sum_i c_{2i}\, wp_{t-i} + \varepsilon cp_t$$

$$GARCH_1 = M_1 + A_{11} resid_1(-1)^2 + B_{11} garch_1(-1)$$

$$GARCH_2 = M_2 + A_{12} resid_2(-1)^2 + B_{12} garch_2(-1)$$

$$Cov_{12} = R_{12} garch_1 garch_2$$

[1] - Bollerslev, Engle and Wooldridge
[2] - Diagonal VECH
[3] - Bivariant GARCH

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

لذا جهت آزمون تقارن انتقال قیمت در بازار موردنظر، ابتدا پایایی متغیرها (به لحاظ اینکه از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود) از طریق آزمون ریشه واحد بررسی می‌شود و چنانچه متغیرهای سری زمانی پایا باشند از مدل هوک استفاده می‌شود. چنانچه متغیرها نا پایا باشند ابتدا از طریق آزمون همگرایی یوهانسون ارتباط بلندمدت بین متغیرها در سطوح مختلف بازار بررسی می‌شود. مدل هوک به‌صورت رابطه ۱۰ بیان می‌شود:

$$\mathrm{Pr}_t - \mathrm{Pr}_0 = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{n} \alpha_i \Delta Pw_{t-i}^{+} + \sum_{j=0}^{m} \alpha_j \Delta Pw_{t-j}^{-} + e_t \qquad (۱۰)$$

در معادله فوق، Pr قیمت در سطح خرده‌فروشی، ΔPW^{+} شوک‌های مثبت یا افزایش قیمت در سطح عمده‌فروشی و ΔPW^{-} شوک‌های منفی یا کاهش قیمت در سطح عمده‌فروشی است. تعیین طول وقفه بهینه در مدل هوک حائز اهمیت است که برای این منظور از آماره آکائیک استفاده‌شده است. جهت بررسی تقارن انتقال شوک‌های مثبت یا منفی قیمت بین این دو سطح بازار برای هر محصول از آزمون فرضیه برابری ضرایب متغیرها استفاده می‌شود. فرض فوق به‌صورت رابطه ۱۱ بیان می‌شود:

$$\sum_{i=0}^{n} \alpha_i = \sum_{j=0}^{m} \alpha_j \qquad (۱۱)$$

اگر فرض صفر مبنی بر برابری مجموع ضرایب افزایش قیمت در وقفه‌های مختلف با مجموع ضرایب کاهش قیمت پذیرفته شود در این صورت انتقال قیمت بین بازارهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی متقارن خواهد بود و در صورت رد فرض صفر، انتقال قیمت نامتقارن است. به‌منظور آزمون رد یا پذیرش فرض صفر از آزمون والد[1] استفاده می‌شود. این آزمون بر پایه آماره F و χ^2 استوار است.

برای شناسایی مکانیسم انتقال قیمت محصولات شیلاتی منتخب بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی از شاخص قیمت ماهانه در سطح عمده‌فروشی (WP) و شاخص قیمت در سطح خرده‌فروشی (CP) استفاده شد. آمار و ارقام مربوط به ماه‌های سال ۱۳۹۰:۱–۱۳۹۸:۴ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ است. در این مقاله برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و برآورد مدل، از نرم‌افزار Eviews استفاده‌شده است. همچنین برای دست‌یابی به اهداف تحقیق، مدل گارچ دومتغیره (BGARCH) به کار گرفته‌شده است. توسعه مدل‌های آرچ (ARCH) و گارچ (GARCH) منجر به در نظر گرفتن و توجه به پدیده واریانس ناهمسانی در جمله خطای معادلات رگرسیونی مالی و قیمتی می‌شود و این‌یکی از مهم‌ترین تفاوت‌های این روش با روش‌های هوک و ECM است. آگاهی از چگونگی انتقال قیمت در حلقه‌های گوناگون زنجیره بازاریابی و شناسایی تنگناهای موجود در سیستم بازار رسانی فرآورده، نقش مهمی در کاهش هزینه مبادله و تدوین سیاست‌های مناسب در این صنعت دارد. اطلاعات موردنیاز که شامل داده‌های ماهانه قیمت عمده‌فروشی، قیمت خرده‌فروشی، هزینه حمل‌ونقل، هزینه خوراک، بیمه و میزان تولید است از سالنامه‌های آماری وزارت جهاد کشاورزی (سازمان شیلات ایران) گردآوری‌شده است. شروع دوره زمانی موردنظر به نحوی انتخاب‌شده است که مقارن با اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها و تأثیر آن بر بازار محصولات شیلاتی بوده موردبررسی قرارگرفته است.

یافته‌های پژوهش

در این قسمت نتایج انتقال قیمت محصولات شیلاتی منتخب آورده شده است. بر اساس جدول ۲ آماره R^2 نشان می‌دهد که تغییرات متغیر وابسته (حاشیه بازار ماهیان سرد آبی و گرم آبی) به‌خوبی توسط متغیرهای توضیحی مدل (متغیرهای افزایش و کاهش قیمت بچه ماهیان سرد آبی و گرم آبی، پودر ماهی و کنسانتره، افزایش و کاهش هزینه‌های بازاریابی، مقدار تولید بچه ماهی و روند زمانی) توضیح داده‌شده است. همچنین آماره‌های آکائیک و شواتز بیزین نیز بیانگر این موضوع هستند که تنها یک وقفه تغییر قیمت در عمده‌فروشی بچه ماهیان سرد آبی و گرم آبی بر حاشیه بازار تأثیر معنی‌داری دارند. نتایج مطالعه نشان‌دهنده آن است که در ارتباط با ماهیان سرد آبی متغیرهای مقدار، افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی بچه ماهیان سرد آبی، افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی کنسانتره، افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی پودر ماهی و افزایش و کاهش هزینه نیروی کار و در ارتباط با

[1] - Wald Test

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

ماهیان گرم آبی متغیرهای روند زمانی، افزایش و کاهش در قیمت عمده‌فروشی بچه ماهیان گرم آبی، افزایش و کاهش هزینه نیروی کار، کاهش هزینه حمل‌ونقل و بیمه تأثیر معنی‌داری بر حاشیه بازار داشته است. برای متغیرهای افزایش و کاهش در هزینه‌های بازاریابی وقفه هیچ‌یک از متغیرها معنی‌دار نیست، به همین دلیل در تخمین مدل نهایی تنها مقادیر جاری افزایش و کاهش در هزینه‌های بازاریابی لحاظ شده است. همچنین به لحاظ تأثیر متغیرهای هزینه بازاریابی نتایج نشان می‌دهد که افزایش در شاخص هزینه‌های بازاریابی علامت مثبت داشته که بیانگر رابطه مستقیم افزایش شاخص هزینه‌های بازاریابی با حاشیه بازار بوده و متغیر کاهش هزینه بازاریابی که با علامت منفی ظاهرشده است نشان می‌دهد که کاهش در هزینه‌های بازاریابی موجب کاهش حاشیه بازار خواهد شد. همچنین بررسی آزمون تقارن در انتقال هزینه‌های بازاریابی نشان‌دهنده آن است که ضرایب متغیرهای کاهش در هزینه‌های بازاریابی ازنظر آماری با متغیرهای افزایش هزینه‌های بازاریابی برابر نبوده و به این معناست که انتقال هزینه‌های بازاریابی نامتقارن است. نتایج آزمون تقارن در انتقال قیمت بچه ماهیان سرد آبی و گرم آبی، نیز نشان‌دهنده عدم تقارن در انتقال قیمت این نهاده‌ها بین سطوح عمده و خرده‌فروشی است. ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر روند زمانی برای ماهیان گرم آبی نیز نشان می‌دهد که حاشیه بازار در طی زمان افزایش خواهد یافت. همچنین نتایج نشان می‌دهند که برای ماهیان گرم آبی و سرد آبی انتقال کامل افزایش و کاهش هزینه‌های بازاریابی رد شده است، لذا هزینه‌های بازاریابی به‌صورت نامتقارن منتقل خواهند شد. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت انتقال قیمت نهاده‌ها نامتقارن بوده و واسطه‌ها با این انتقال نامتقارن ضمن تأثیر بر حاشیه بازار سود کسب خواهند نمود. همچنین با توجه به اینکه افزایش و کاهش قیمت نهاده‌ها به‌صورت کامل صورت نگرفته است عدم تقارن در انتقال قیمت‌ها را نشان می‌دهد. همچنین آزمون فرضیه‌های برابری ضرایب متغیرهای افزایش و کاهش در قیمت‌ها نیز مؤید عدم تقارن در انتقال قیمت نهاده‌ها است. نتایج آزمون فرضیه‌های انتقال کامل افزایش و کاهش هزینه‌های بازاریابی نیز نشان می‌دهد که برای قزل‌آلا و کپور انتقال کامل افزایش و کاهش هزینه‌های بازاریابی تأیید و برای میگو انتقال کامل افزایش و کاهش هزینه‌های بازاریابی رد می‌شود. همچنین آزمون تقارن در انتقال هزینه‌های بازاریابی نشان می‌دهد که برای قزل‌آلا و میگو، کیلکا و کپور ضرایب متغیرهای افزایش و کاهش در هزینه‌های بازاریابی ازنظر آماری برابر نیستند و هزینه‌های بازاریابی به‌صورت نامتقارن انجام می‌گیرد و برای شیر، شوریده و حلوا سفید این فرضیه رد می‌شود. نتایج آزمون مربوط به انتقال کامل افزایش و کاهش قیمت در عمده‌فروشی نیز نشان می‌دهد که برای قزل‌آلا، شیر انتقال کامل افزایش قیمت‌ها از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی رد و انتقال کامل کاهش قیمت‌ها بین این دو سطح از بازار تأییدشده است. با توجه به عدم برابری آماری ضرایب متغیرهای افزایش و کاهش قیمت برای ماهیان کپور و میگو عدم تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت در انتقال قیمت تأییدشده است. فرضیه تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت انتقال قیمت نشان می‌دهد برای ماهی حلوا سفید، کیلکا و کپور تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت در انتقال قیمت رد و برای ماهیان شیر و شوریده تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت در انتقال قیمت این محصولات تأیید و برای قزل‌آلا در کوتاه‌مدت عدم تقارن در انتقال قیمت‌ها و در بلندمدت تقارن در انتقال قیمت‌ها تأیید می‌شود. با توجه به اینکه در تحلیل الگوی انتقال قیمت، کشش انتقال قیمت از اهمیت زیادی برخوردار است و نشان می‌دهد که با تغییر درصد مشخصی در قیمت یک سطح از بازار، قیمت در سطح دیگر چه میزان تغییر خواهد کرد، لذا با توجه به روند تغییرات قیمت انواع محصولات شیلاتی در بازارهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، کشش انتقال قیمت برای این محصولات بین این دو سطح از بازار محاسبه‌شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده برای ماهیان قزل‌آلا، شیر و شوریده کشش کوتاه‌مدت انتقال قیمت بیشتر از کشش بلندمدت انتقال قیمت است و برای ماهی‌های کیلکا، کپور، حلوا سفید، میگو، ماهیان سرد آبی و گرم آبی کشش کوتاه‌مدت انتقال قیمت کمتر از کشش بلندمدت انتقال قیمت است و این نشان می‌دهد که اثر تغییر قیمت در سطح عمده‌فروشی بازار این محصولات در یک دوره به‌طور کامل به سطح خرده‌فروشی در همان دوره منتقل نمی‌شود و در طول دوره زمانی و با وقفه زمانی انتقال می‌یابد. به‌بیان‌دیگر نتایج کشش‌های انتقال قیمت نشان می‌دهد که افزایش قیمت محصولات شیلاتی ذکرشده در عمده‌فروشی با شدت بیشتری به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شوند؛ درحالی‌که کاهش‌های قیمت به‌کندی به سطوح بالاتر بازار انتقال می‌یابند. لذا انتقال قیمت بین دو سطح بازار در یک دوره کامل نبوده و با تأخیر صورت می‌گیرد. نتایج کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت انتقال قیمت مؤید یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌ها مبنی بر عدم تقارن انتقال قیمت محصولات ذکرشده نیز است (شکل ۱). برای تعیین میزان

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

انتقال قیمت بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصولات شیلاتی از مدل گارچ دومتغیره به روش همبستگی شرطی ثابت استفاده‌شده است. نتایج حاصل از معادلات ۹ در جدول ۲ نشان داده‌شده است که شامل مقدار ضرایب C، a و همچنین ضرایب معادلات واریانس M، A، B و R است. با توجه به اینکه مجموع ضرایب A_{11} و B_{11} و نیز مجموع ضرایب A_{12} و B_{12} کمتر از واحد است، نشان‌دهنده غیر کاذب بودن رگرسیون گارچ دومتغیره است. همچنین مثبت و معنی‌دار بودن ضریب جمله کوواریانس بیانگر سرریز نوسانات بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصولات شیلاتی است. همچنین بررسی میزان انتقال قیمت بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصولات شیلاتی به روش رزیت[1] (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که برای کیلکا، کپور، حلوا سفید و میگو انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی به‌صورت کامل صورت نمی‌گیرد، درحالی‌که برای شیر، شوریده و قزل‌آلا نتایج نشان‌دهنده انتقال کامل قیمت‌ها از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی است که این موضوع با نتایج حاصل از مدل هوک و نیز کشش‌های انتقال قیمت همخوانی دارد (شکل ۲).

جدول ۲. نتایج انتقال قیمت آزمون فرضیه‌ها

متغیر	قزل‌آلا	میگو	شیر	حلوا سفید	کپور	کیلکا	شوریده	ماهیان سرد آبی	ماهیان گرم آبی
مقدار ثابت	۳۰۹۹*	−۱۸۳۵۲	۳۲۳۲**	−۶۳۲۴	۷۵۸	۹۳۲/۳	−۵۴۲۶۴	۸۳/۴۵**	۵۲/۲۵**
تولید	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۲***	−۰/۰۰۰۱*	۰/۰۰۴	−۰/۰۰۲*	۰/۰۰۰۱	−۰/۰۰۲*	−۰/۰۰۰۱۴**	−۴/۱۳E-۰۲
روند زمانی	۸۲/۵*	۵۱۸/۹	۱۳۰/۵*	۱۴۳/۱	−۳۳/۲	۱۷۶/۷**	۲۰۳/۷	۰/۱۵	۰/۴۹۶***
افزایش قیمت در عمده‌فروشی	۰/۲۴**	۰/۳۶**	۰/۰۳*	۰/۰۴**	−۰/۴۳**	−۰/۳۷*	−۰/۰۸	−۰/۶۴ *	−۰/۴۴۹***
کاهش قیمت در عمده‌فروشی	۰/۵۱	−۰/۳۶**	−۰/۱۲	−۰/۰۸**	−۰/۰۰۱	۰/۰۳	−۰/۲۰*	−۰/۷۳۷*	−۰/۴۵***
افزایش قیمت در عمده‌فروشی با یک وقفه	۰/۱۲*	۰/۰۰۶	۰/۰۲	۰/۰۲*	۰/۰۱	−۰/۰۷	−۰/۰۱*	−۰/۲۵	۱۷/۰
کاهش قیمت در عمده‌فروشی با یک وقفه	۰/۱۹	−۰/۱۵*	−۰/۱۴	−۰/۰۲	−۰/۰۶	۰/۰۱*	−۰/۰۳	−۰/۲۹	۰/۰۳۴*
افزایش هزینه خوراک	۰/۰۹**	۰/۰۰۹	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۴۲***	۰/۰۳*	۰/۰۸	۰/۰۲۹۵	۰/۰۰۶۵
کاهش هزینه خوراک	−۰/۰۷	−۰/۵۷*	−۰/۰۲	−۰/۰۰۲	−۰/۱۱	−۰/۲۸	−۰/۲۳*	−۰/۰۴۱	−۰/۰۰۰۹
افزایش هزینه حمل‌ونقل	۰/۰۷	۰/۴۳***	۰/۰۷	۰/۸۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۹۲	-------	۰/۰۰۰۶
کاهش هزینه حمل‌ونقل	−۰/۰۰۵	−۰/۷۴***	−۰/۱۶*	−۰/۹۸	−۰/۷۲*	−۰/۳۵	−۰/۸۰	-------	−۰/۰۰۰۴***
بیمه	.....	.....	.....	.....	.....	.....	.....	۰/۰۱۲	۰/۰۰۹۸***
ضریب تعیین	۰/۹۸	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۰	۰/۹۹	۰/۹۹
دوربین – واتسون	۱/۸۸	۲/۰۵	۲/۰۳	۲/۰۲	۱/۹۴	۲/۰۷	۲/۱۱	۱/۵۱	۲/۰۳
انتقال کامل افزایش قیمت‌ها به خرده‌فروشی	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید
انتقال کامل کاهش قیمت‌ها به خرده‌فروشی	تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید
انتقال متقارن قیمت‌ها در کوتاه‌مدت	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید
انتقال متقارن قیمت‌ها در بلندمدت	تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید
انتقال کامل افزایش هزینه‌های بازاریابی	تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	تأیید	تأیید	تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید
انتقال کامل کاهش هزینه‌های بازاریابی	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید

[1] - Rezitis

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

متغیر	قزل‌آلا	میگو	شیر	حلوا سفید	کپور	کیلکا	شوریده	ماهیان سرد آبی	ماهیان گرم آبی
انتقال متقارن هزینه‌های بازاریابی	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید	تأیید	عدم‌تأیید	عدم‌تأیید
کشش کوتاه‌مدت بین سطوح عمده و خرده‌فروشی	۰/۹۵۸	۰/۹۷۰	۰/۹۵۲	۰.۵۷۲	۰/۸۱۳	۰/۶۳۱	۰/۹۴۶	۰/۵۸۰	۰/۷۳۰
کشش بلندمدت بین سطوح عمده و خرده‌فروشی	۰/۵۷۵	۰/۹۸۷	۰/۲۹۷	۰/۹۶۴	۰/۹۵۶	۰/۸۰۷	۰/۴۲۰	۰/۶۹۹	۰/۸۱۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

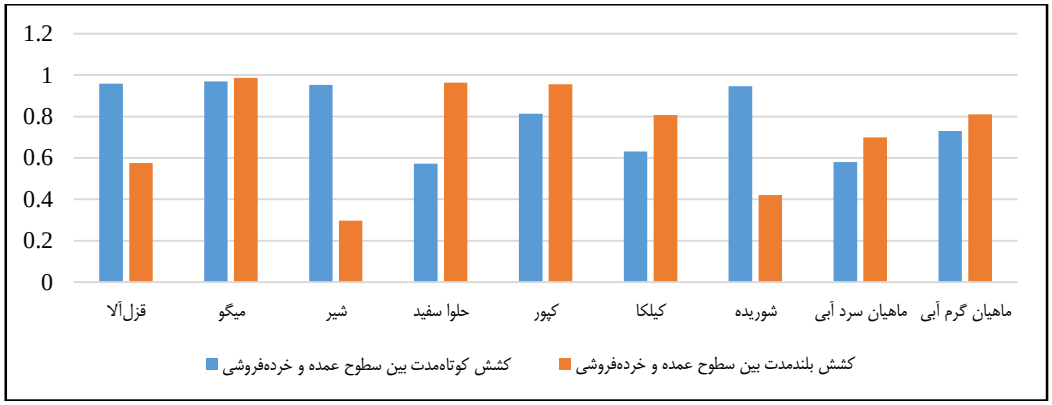
جدول ۳. نتایج تخمین مدل گارچ دومتغیره و انتقال قیمت رزیت

	مقدار ضریب						
	قزل‌آلا	میگو	شیر	حلوا سفید	کپور	کیلکا	شوریده
M_1	۹۵۲۵	۲۵۸۰۶	۹۲۰۵	۱۴۵۹۸	۷۸۵۴	۱۹۲۰۵	۱۵۷۶۰
M_2	۲۲۰۹	۱۹۷۵۰	۱۱۰۹	۸۳۸۷	۶۵۳۲	۱۳۲۲۱	۱۷۴۶۴
A_{11}	۰/۵*	۰/۳۲	۰/۶*	۰/۰۱	۰/۶۵	۰/۹۸*	۰/۰۳
A_{12}	۰/۶۵*	۰/۲۵	۰/۸۵*	۰/۰۱	۰/۷۸	۰/۸۸*	۰/۰۴
B11	۰/۰۴	۰/۱۵	۰/۰۰۵	۰/۳*	۰/۱۵	−۰/۰۱	۰/۴۱*
B_{12}	۰/۰۹	۰/۲*	۰/۰۰۹	۰/۴*	۰/۰۸	−۰/۰۲	۰/۲۳*
R12	۰/۴۱*	۰/۳*	۰/۴۵*	۰/۳*	۰/۳۲	۰/۳۵ *	۰/۳*
a_0	۲۱۰۱	۲۵۴۲	۱۱۰۱	۱۴۸۳	۵۴۶	۶۳۹	−۱۲۶
a_{11}	۰/۷۵*	۰/۴۸*	۰/۸۵*	۰/۵۸*	۰/۶۳	۰/۹۷*	۰/۱۶
a_{21}	۰/۲۶*	۰/۲۵*	۰/۱۶*	۰/۳۵*	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۸۵ *
C_0	۳۵۵۷	۵۰۷۳	۳۶۶۷	۶۰۷۳	۸۵۴	−۵۴۲	۱۳۱۹
C_{11}	۰/۲۱	۰/۲۸*	۰/۱۱	۰/۲۱*	۰/۱۳	۰/۰۰۷	۰/۱۵
C_{21}	۰/۲۲	۰/۳۵ *	۰/۱۲	۰/۲۳*	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۱۴
نتایج بررسی وضعیت انتقال قیمت به روش رزیت							
انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی $\sum \alpha_{2i} / 1 - \sum \alpha_{1i}$	۱/۰۴	۰/۴۸	۱/۰۶	۰/۸۳	۰/۱۹	۰/۳	۱/۰۱
انتقال قیمت از خرده‌فروشی به عمده‌فروشی $\sum c_{2i} / 1 - \sum c_{1i}$	۰/۲۷	۰/۴۸	۰/۱۴	۰/۲۹	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۱۶

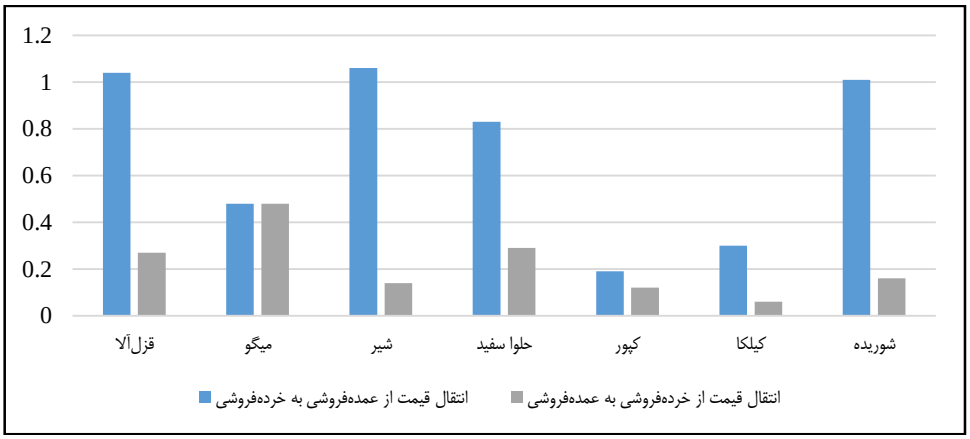
مأخذ: یافته‌های تحقیق

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]



شکل ۱. کشش بلندمدت و کوتاه‌مدت بین سطوح عمده و خرده فروشی



شکل ۲. انتقال قیمت از عمده فروشی به خرده فروشی و برعکس

بحث

با توجه به رشد جمعیت و افزایش تقاضا برای مواد غذایی سالم ازجمله محصولات شیلاتی از یک‌سو و نارضایتی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان از قیمت نهایی این محصولات در بازار از سوی دیگر، بررسی وضعیت بازاریابی محصولات شیلاتی را ضروری می‌نماید. به‌طوری‌که بازاریابی محصولات شیلاتی می‌تواند برای توسعه سایر بخش‌ها ازجمله انواع صنایع تبدیلی، کنسروسازی، سردخانه‌ها و مراکز حمل‌ونقل و غیره مفید باشد که این خود منجر به ایجاد شغل‌های جدید و کاهش بیکاری می‌شود. بعلاوه ارائه مکانیسم‌های مناسب بازاریابی با حذف تدریجی واسطه‌ها از بازار نهاده‌ها و محصولات شیلاتی ازیک‌طرف درآمد صیادان و پرورش‌دهندگان را افزایش می‌دهد و از طرفی قیمت مصرف‌کننده را کاهش می‌دهد. عموماً مداخله واسطه‌ها در بخش شیلات به‌طور چشمگیری وجود دارد، این مداخلات موجب نوسان قیمت نهاده‌ها و برخی از محصولات شیلاتی در سطوح مختلف بازار می‌شود؛ لذا شکاف قیمتی به وجود آمده باعث به وجود آمدن منافع نامتعارف برای واسطه‌ها و نارضایتی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان شده است. با توجه به نتایج می‌توان چنین استنباط کرد که ساختار بازار میگو غیررقابتی است. ازجمله مواردی که می‌تواند در غیررقابتی بودن ساختار بازار نقش ایفا کند، تمرکز صنعت پرورش میگو در استان‌های شمالی و جنوبی کشور است که می‌تواند زمینه‌ساز تبانی باشد. به‌منظور رقابتی شدن بازار این محصول و کاهش نوسانات قیمتی و حاشیه بازار، کاهش مداخلات دولتی پیشنهاد می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در تحقیق حاضر چگونگی انتقال قیمت با استفاده از روش هوک موردبررسی قرار گرفت و به‌منظور سنجش میزان انتقال قیمت بین سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در بازار محصولات شیلاتی ازجمله ماهی‌های قزل‌آلا، شیر، حلوا سفید، کپور، کیلکا، شوریده، ماهیان سرد آبی، ماهیان گرم آبی و میگو که با تقاضای بیشتری از سوی مصرف‌کنندگان روبرو هستند، از مدل گارچ دومتغیره طی

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه انتقال متقارن قیمت‌ها در کوتاه‌مدت تنها برای ماهیان شیر و شوریده تأیید و برای سایر محصولات رد می‌شود. همچنین فرضیه انتقال نامتقارن قیمت‌ها در بلندمدت برای ماهیان قزل‌آلا، شیر و شوریده تأیید و برای سایر محصولات رد می‌شود. با توجه به اینکه بر اساس نتایج به‌دست‌آمده انتقال قیمت در بازار میگو به‌صورت ناقص انجام می‌گیرد؛ لذا فرصت‌هایی برای افزایش حاشیه بازار و کسب سود به‌وسیله واسطه‌ها وجود دارد. همچنین برای ماهیان قزل‌آلا، شیر و شوریده کشش کوتاه‌مدت انتقال قیمت بیشتر از کشش بلندمدت انتقال قیمت است که بیانگر انتقال کامل تغییرات قیمت از سطوح عمده به خرده‌فروشی است. درحالی‌که برای ماهی‌های کیلکا، کپور، حلوا سفید و میگو کشش کوتاه‌مدت انتقال قیمت کمتر از کشش بلندمدت انتقال قیمت است و این نشان می‌دهد که اثر تغییر قیمت در سطح عمده‌فروشی بازار این محصولات در یک دوره به‌طور کامل به سطح خرده‌فروشی در همان دوره منتقل نمی‌شود که این مسئله با نتایج حاصل از مدل رزیت همخوانی دارد. برآورد الگوی انتقال قیمت نشان داد انتقال قیمت در بازار قزل‌آلا شیر و شوریده، نامتقارن است و قیمت در سطح عمده‌فروشی بیش‌تر متأثر از افزایش قیمت در سطح خرده‌فروشی است تا کاهش قیمت؛ بنابراین، انتقال ناقص قیمت این فرصت را برای واسطه‌ها برای کسب سود اضافی فراهم می‌کند. این سود اضافی یا رانت، حاشیه بازار را افزایش می‌دهد. ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود نهادهای اطلاع‌رسانی بازار ایجاد شوند. این نهادها می‌توانند اطلاعات مربوط به هزینه‌های تولید، قیمت و مقدار نهاده‌ها و محصولات تولیدی شیلاتی را در مناطق مختلف کشور در دسترس همگان قرار دهد. با این کار قدرت چانه‌زنی واسطه‌ها، سوء بهره‌برداری‌های آن‌ها، هزینه جمع‌آوری اطلاعات و نوسان قیمت نهاده‌ها و محصولات شیلاتی تا حدود زیادی کاهش‌یافته و به کنترل قیمت و حاشیه بازار کمک خواهد شد. با توجه به نقش به سزایی که قیمت خرده‌فروشی محصولات شیلاتی در افزایش حاشیه بازاریابی دارد، با ایجاد ابزارهای کنترلی در سطح خرده‌فروشی می‌توان از ایجاد فرصت برای سوءاستفاده واسطه‌ها و دلالان کم کرد. ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود یک زمان‌بندی پیشنهادی برای تولید و عرضه‌کنندگان نهاده‌ها و محصولات شیلاتی از سوی تعاونی‌های موجود، برای ارائه نهاده‌ها و محصولات انجام شود. به نظر می‌رسد با این کار نوسانات عرضه و به‌تبع آن نوسانات قیمت در بازار کم شده و شکست قیمتی برای تولیدکنندگان کمتر رخ دهد. همچنین با توجه به نتایج حاصل از انتقال قیمت هزینه‌های بازاریابی و با توجه به اینکه محصولات آبزی از نهاده‌های مصرفی یارانه‌ای استفاده چندانی نمی‌کنند، عرضه‌کنندگان خوراک آبزیان پرورشی (اعم از سرد آبی و گرمابی) به دلیل دسترسی نداشتن به نهاده‌ها و مواد اولیه تولید، قیمت خوراک آبزیان را افزایش داده‌اند. این افزایش قیمت نهاده‌های مصرفی از طریق افزایش و عدم تقارن در انتقال قیمت برخی از آبزیان پرورشی ازجمله کپور، قزل‌آلا و میگو روی حاشیه بازار این محصولات اثر منفی گذاشته است. بنابراین پیشنهاد می‌شود به‌منظور کاهش نوسان قیمت داخلی خوراک محصولات آبزی پرورشی، تولیدکنندگان خوراک ماهیان پرورشی را به تولید بیشتر تشویق کنند. همچنین با توجه به ظرفیت‌های بالقوه تولید خوراک ماهی در داخل کشور ازجمله ذخایر فراوان آب‌های شمال و جنوب و یا امکان جایگزینی دیگر مواد غذایی، سرمایه‌گذاری در تبدیل ضایعات کشتارگاهی به نهاده‌های قابل‌استفاده در بخش آبزیان پرورشی صورت گیرد. همچنین یکی از راهکارهای مناسب برای جلوگیری از نوسانات قیمت برخی از محصولات شیلاتی و نهاده‌های مصرفی این بخش ازجمله خوراک (پودر ماهی، کنسانتره و غیره) و کنترل حاشیه بازار آن‌ها اصلاح زیرساخت‌های بازار آن‌هاست؛ لذا پیشنهاد می‌شود مسئولین ذی‌ربط برای جلوگیری از تضییع حقوق دو قشر تولیدکننده و مصرف‌کننده تعاونی‌های موجود فروش با تولیت و مشارکت واقعی عرضه‌کنندگان و پرورش‌دهندگان نهاده‌ها و محصولات شیلاتی را با فرهنگ‌سازی، آموزش و دادن امکانات، موردحمایت قرار دهند تا با خرید به‌موقع و عرضه مستقیم نهاده‌ها و محصولات به مصرف‌کنندگان زمینه صادرات را نیز فراهم آورند که این خود از افزایش حاشیه بازار و نوسانات قیمتی نیز ممانعت به عمل می‌آورد.

ملاحظات اخلاقی

نویسندگان اصول اخلاقی را در انجام و انتشار این پژوهش علمی رعایت نموده‌اند و این موضوع مورد تأیید همه آنهاست.

مشارکت نویسندگان

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

نویسنده اول: تهیه و آماده‌سازی طرح پژوهش، روش‌شناسی، نرم‌افزار، اعتبارسنجی، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها، تحلیل و تفسیر اطلاعات و نتایج، منابع، تهیه پیشنویس مقاله، اصلاح، بازبینی و نهایی‌سازی، نظارت بر مراحل انجام پژوهش.
نویسنده دوم: تهیه و آماده‌سازی طرح پژوهش، روش‌شناسی، اعتبارسنجی، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها، تحلیل و تفسیر اطلاعات و نتایج، منابع، تهیه پیشنویس مقاله، اصلاح، بازبینی و نهایی‌سازی، نظارت بر مراحل انجام پژوهش.
نویسنده سوم: تهیه و آماده‌سازی طرح پژوهش، روش‌شناسی، اعتبارسنجی، تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها، تحلیل و تفسیر اطلاعات و نتایج، منابع، نظارت بر مراحل انجام پژوهش.

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

حامی مالی

این مقاله هیچ‌گونه کمک مالی دریافت نکرده است.

سپاسگزاری

نویسندگان مقاله از سردبیر و داوران برای نظرات و پیشنهادهای ارزشمندشان که کیفیت مقاله را بهبود بخشیده است، سپاسگزاری و قدردانی می‌کنند.

منابع

ابونوری، اسمعیل؛ و عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۱). مدل‌سازی نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره. *تحقیقات مالی*. (۱)۱۴، ۱-۱۶.

باغستانی، علی‌اکبر؛ و رحیمی، رضا (۱۳۹۸). شناسایی مکانیزم انتقال قیمت در بازار میگوی ایران (کاربرد مدل گارچ دومتغیره). *مدل‌سازی اقتصادی*، (۱) ۱۳، ۱۳۷-۱۵۷.

بکی حسکوئی، مرتضی؛ و خواجه وند، فاطمه (۱۳۹۳). پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی‌های نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*. (۳) ۷، ۸۵-۱۰۸.

حیدری، حسن؛ و ملابهرامی، احمد (۱۳۸۹). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام بر اساس مدل‌های چند متغیره GARCH: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*. (۳۰)۱۲، ۳۵-۵۶.

خزائی، حسین؛ و زمانیان، غلامرضا (۱۳۹۴). مقایسه و رتبه‌بندی عملکرد مدل‌های چند متغیره GARCH در برآورد ارزش در معرض خطر صنایع بورس اوراق بهادار تهران، *بورس اوراق بهادار*، ۳۲، ۱۵۷-۱۸۲.

سراوانی، مهدی؛ و کیخا، احمدعلی (۱۳۹۶). تحلیل انتقال قیمت در بازار ماهیان دریایی و پرورشی شمال ایران. *فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*. (۳۶)۹، ۲۰۹-۲۳۰.

سوری، علی (۱۳۹۲). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews 7، چاپ ششم، انتشارات فرهنگ‌شناسی، تهران.

شرافتمند، حبیبه؛ و باغستانی، علی‌اکبر (۱۳۹۵). شناسایی مکانیزم انتقال قیمت در بازار خرمای ایران (کاربرد مدل گارچ دومتغیره. *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، (۱)۳۰، ۷۰-۷۹.

فرزین‌وش، اسدالله؛ و لبافی فریز، فاطمه (۱۳۹۳). اثر نااطمینانی تورمی بر تورم و رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت در اقتصاد ایران (با استفاده از مدل GARCH دومتغیره). *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، (۱۸)۹، ۶۷-۹۲.

عباسی، ابراهیم؛ و صادقی، فاطمه (۱۳۹۴). برآورد ارزش در معرض خطر فلزات اساسی با استفاده از رویکرد گارچ چند متغیره. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*. (۲۵)۶، ۴۱-۶۲.

موسوی جهرمی، یگانه؛ غلامی، الهام؛ و سامعی، ساجده (۱۳۹۵). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری شرکت سرمایه‌گذاری بانک سپه با استفاده از مدل ترکیبی مارکوویتز و GARCH چند متغیره. *اقتصاد کاربردی*، (۱۸)۶، ۱-۱۴.

نجفی، حامد؛ و صدری، حامد (۱۳۹۷). کاربرد مدل‌های گارچ چند متغیره در مدیریت و تصمیم‌گیری‌های مالی، نخستین کنفرانس ملی تحقیق و توسعه در مدیریت و اقتصاد مقاومتی، تهران.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

References

Abbasi, I., & Sadeghi, F. (2014). Estimation of value at risk of base metals using multivariate GARCH approach. *Financial engineering and securities management*. (25)6, 41-62 (In Persian).

Abdulai, A. (2002). Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. *Applied Economics*, 34(6), 679-687.

Abounoori, E., & Abdollahi, M. (2012). Modeling Different Sector Volatility of Iran Stock Exchange Using Multivariate GARCH Model. *Financial Research Journal*, 14(1), 1-16. http//doi.org/10.22059/jfr.2012.36628 (In Persian).

Azzam, A. M. (1999). Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission. *American journal of agricultural economics*, 81(3), 525-533.

Baghestani, A.A & Rahimi, R. (2019). Determination of The Price Transmission Mechanism in Shrimp Market of Iran (Application of Bivariate GARCH Model).*Economic Modeling*, 45, 137-157 (In Persian).

Bailey, D., & Brorsen, B. W. (1989). Price asymmetry in spatial fed cattle markets. *Western journal of agricultural economics*, 246-252.

Ball, R. J., & Burns, T. (1976). The inflationary mechanism in the UK economy. *The American Economic Review*, 66(4), 467-484.

Becky Haskoi, M. & Khajoond, F. (2014). Forecasting Petroleum Futures Markets Volatility with GARCH and Markov Regime-Switching GARCH Models. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 23, 85-108 (In Persian).

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of political Economy*, 96(1), 116-131.

Borenstein, S., Cameron, A. C., & Gilbert, R. (1997). Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly journal of economics*, 112(1), 305-339.

Bettendorf, L., & Verboven, F. (2000). Incomplete transmission of coffee bean prices: evidence from the Netherlands. *European Review of Agricultural Economics*, 27(1), 1-16.

Cramon-Taubadel, S. V. (1998). Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European review of agricultural economics*, 25(1), 1-18.

Enders, W., & Siklos, P. L. (1998). *The term structure: testing for an equilibrium with asymmetric adjustment*. Mimeo. Iowa State University Working Paper, Ames, IA.

Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304-311.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 987-1007.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.

Farzin Vash, A., &Labafi Fariz, F. (2013). The effect of inflation uncertainty on inflation and value-added growth of the industrial sector in Iran's economy (using bivariate GARCH model). *Research Journal of Macroeconomics*, (18)9, 67-92 (In Persian).

Frost, D., & Bowden, R. (1999). An Asymmetry Generator for Error-Coorection Mechanisms, With Application to Bank Mortgage-Rate Dynamics. *Journal of Business & Economic Statistic*s, 17(2), 253-263.

Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121-130.

Granger, C. W., & Weiss, A. A. (1983). Time series analysis of error-correction models. In *Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics* (pp. 255-278). Academic Press.

Goodwin, B. K., & Harper, D. C. (2000). Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the US pork sector. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32(3), 543-553.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

Goodwin, B. K., & Piggott, N. E. (2001). Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(2), 302-317.

Granger, C. W., & Lee, T. H. (1989). Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of applied econometrics*, 4(S1), S145-S159.

Hansen, B. E. (1994). Autoregressive conditional density estimation. *International Economic Review*, 705-730.

Hazelwood, A., & Vandome, P. (1961). A Post Mortem on Econometric Forecasts for 1959. *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 23(1), 67-81.

Heidari, H., &Molabahrami, A. (2011). Portfolio Optimization Using Multivariate GARCH Models: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, *12*(30), 35-56 (In Persian).

Heien, D. M. (1980). Markup pricing in a dynamic model of the food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 62(1), 10-18.

Houck, J. P. (1977). An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of agricultural Economics*, 59(3), 570-572.

Khazaei, H. & Zamanian, G.H. (2016). Evaluating and Ranking the Performance of the Multivariate GARCH Models in Value at Risk of Industries in Tehran Stock Exchange, *Journal of Securities Exchange*, 8 (32), 157-182 (In persian).

Kinnucan, H. W., & Forker, O. D. (1987). Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American journal of agricultural economics*, 69(2), 285-292.

Klein, L. R. (1967). Wage and price determination in macroeconometrics. *Chapter*, 6, 82-100.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

Mainardi, S. (2001). Limited arbitrage in international wheat markets: threshold and smooth transition cointegration. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 45(3), 335-360.

Meyer, J., & Von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of agricultural economics*, 55(3), 581-611.

Mohanty, S., Peterson, E. W. F., & Kruse, N. C. (1995). Price asymmetry in the international wheat market. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienned'agroeconomie*, 43(3), 355-366.

Mousavi Jahormi, Y., Gholami, E., & Samei, S. (2015). Optimizing the investment portfolio of Sepeh Bank Investment Company using the combined model of Markowitz and multivariable GARCH. *Applied Economics*, (18)6, 1-14 (In Persian).

Najafi, H. & Sadri, H. (2017). The application of multivariate GARCH models in financial management and decision-making, *the first national conference on research and development in management and resistance economy*, Tehran, (In Persian).

Rezitis, A. (2003). Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. *Applied economics letters*, 10(6), 381-384.

Sargan, J.D. (1964). Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology. *Econometric analysis for national economic planning*, 16, 25-54.

Saravani, M., &Keykhah, A. (2018). Analysis of Price Transmission in Market of Marine and Farmed fish in North of Iran. *Agricultural Economics Research*, 9(36), 209-230 (In Persian).

Sephton, P. S. (2003). Spatial market arbitrage and threshold cointegration. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(4), 1041-1046.

Scholnick, B. (1996). Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates: evidence from Malaysia and Singapore. *Journal of international Money and Finance*, 15(3), 485-496.

Sherafatmand, H., & Baghestany, A. A. (2016). Determination of the Price Transmission Mechanism in Iran Dates Market (Application of BV GARCH Model). *Journal of Agricultural Economics and Development*, *30*(1), 70-79. http//doi.org/10.22067/jead2.v30i1.48798 (In Persian).

Sherafatmand, H., Yazdani, S., & Moghadasi, R. (2014). Dates price risk management using futures markets tools (Bivariate GARCH model). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, *45*(4), 601-611. http//doi.org/10.22059/ijaedr.2014.53835.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]
[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]
[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]

Stiglitz, J. E. (1989). Imperfect information in the product market. *Handbook of industrial organization*, 1, 769-847.

Suri, Ali. (2012), *Econometrics along with the application of Eviews 7*, 6th edition, Farhang-e-Sanish Publications, Tehran (In Persian).

Thompson, S., & Bohl, M. T. (1999). International wheat price transmission and CAP Reform.

Von Cramon-Taubadel, S., & Fahlbusch, S. (1994, September). Identifying asymmetric price transmission with error correction models. In *Poster Session EAAE European Seminar in Reading*.

Von Cramon-Taubadel, S., & Loy, J. P. (1996). Price asymmetry in the international wheat market: Comment. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienned'agroeconomie*, 44(3), 311-317.

Ward, R. W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. *American journal of agricultural economics*, 64(2), 205-212.

Wolffram, R. (1971). Positivistic measures of aggregate supply elasticities: Some new approaches: Some critical notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 53(2), 356-359.

Zoltán Bakucs, L., & Fertő, I. (2006). Marketing margins and price transmission on the Hungarian beef market. *Acta Agriculturae Scand Section C*, 3(3-4), 151-160.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.23222131.1403.13.50.6.5]

[DOI: 10.61186/serd.13.50.7]