

Scientific Paper

Investigating Price Transmission Mechanism along Onion Chain in Tehran

*M. Toossi*¹, *K. Shemshadi*², *A. Baghestany*³

Received: 26 February, 2026

Accepted: 20 April, 2026

Introduction: In general, domestic and foreign evidence shows that price transmission in agricultural markets is often asymmetric; market expectations and behavior often cause price increases to be transmitted more quickly and strongly, while price decreases are occurred by delays or resistance. Market structure (competitive or monopolistic), product characteristics (perishable or durable), and economic conditions (inflation, sanctions, supply shocks) are among the main factors shaping this asymmetry. In centralized structures, asymmetric transmission occurs less frequently, and the dominant role of processors can make the farm-retail price relationship symmetrical. Therefore, the asymmetry in the transfer of prices from one market level to another, by affecting the market margin, sometimes allocates appreciable profits to marketing intermediaries and, by reducing the welfare of producers and consumers, has a negative effect on the efficiency of the product marketing system. Therefore, awareness of the relationship between producer and consumer prices is important both economically and politically. A clear example of this asymmetry can be seen in Iranian onion market. The onion market faces price fluctuations throughout the year due to the nature of production and storage and the synchronism of supply and demand. The onion product faces a price drop during the harvest season and its price increases mainly in the winter after the harvest season. Since this product is produced only in some seasons of the year but is consumed all year round, the supply and demand conditions are naturally unbalanced. This feature has caused its price transfer to occur asymmetrically at different levels of the market. Over recent years, the range of price fluctuations in the market for this product has increased. Therefore, considering the significant

-
1. Corresponding Author and Assistant Professor in Agricultural Economics. Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran (m.toosi@agri-peri.ac.ir).
 2. Assistant Professor in Agricultural Economics. Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.
 3. Assistant Professor in Agricultural Economics. Agricultural Planning, Economics and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran.

DOI: 10.30490/etr.2026.367621.1075

increase in the price of this product as well as the high share of this product in Iranian household consumption basket, conducting a study on the status of price transmission between different levels and the role of each link in the chain (production, wholesale, retail) seemed necessary.

Materials and Methods: This study aimed at investigating the degree of market integration and the behavior of intermediaries in response to price shocks, employing weekly data during 2019-2023 and a Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL) framework. In order to identify the mechanism of onion price transmission between different market levels in Tehran, Granger causality test was used. In addition, to investigate the nonlinear effect of on-farm price changes and incremental (positive) and decremental (negative) shocks on retail prices, NARDL model was applied.

Results and Discussion: The empirical results revealed that the on-farm prices exerted a leading influence on price transmission, which was both asymmetric and nonlinear: upward price adjustments were transmitted more rapidly, whereas downward adjustments occurred with delay and faced resistance from intermediaries. Retail prices exhibited strong persistence, with approximately 21.3 percent of long-run disequilibrium corrected in each period, implying that market equilibrium was restored within an average of 4.5 weeks.

Conclusion and Suggestions: Policy implications highlighted the importance of enhancing input productivity and reducing production costs, fostering cooperatives and direct contracting with retailers, and expanding direct marketing channels. Therefore, regular dissemination of price information and consumer awareness initiatives are recommended to mitigate the adverse effects of concentrated market power. Furthermore, enforcing antitrust regulations, monitoring intermediary practices, implementing online platforms for transparent reporting of prices and trading volumes, and preventing artificial supply restrictions are proposed to reduce volatility and promote greater fairness across Iran's onion supply chain.

Keywords: *Price Transmission, Onion, Asymmetry, Cointegration, Tehran.*

JEL Classification: Q11, Q13, L11

اقتصاد کشاورزی و روستایی

سال ۳، شماره ۸، پاییز ۱۴۰۴

مقاله علمی

بررسی سازوکار انتقال قیمت در طول زنجیره پیاز در تهران

ماندانا طوسی^۱، کتابیون شمشادی^۲، علی اکبر باغستانی^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۲/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۱/۳۱

چکیده

پیاز، به عنوان یکی از اقلام اصلی مصرفی خانوار ایرانی، به دلیل نوسان‌های مکرر قیمت، همواره با بی‌ثباتی در بازار مواجه است. از این رو، در پژوهش حاضر، با بهره‌گیری از داده‌های هفتگی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، یکپارچگی بازار پیاز ایران و واکنش واسطه‌ها به نوسان‌های قیمت بررسی شد. نتایج پژوهش نشان داد که قیمت سر مزرعه نقش اصلی در انتقال قیمت دارد و این انتقال نامتقارن و غیرخطی است؛ افزایش‌ها سریع‌تر منتقل می‌شوند، در حالی که کاهش‌ها با تأخیر و مقاومت واسطه‌ها همراه است؛ همچنین، رفتار قیمت در سطح خرده‌فروشی پایدار است و حدود ۲۱/۳ درصد از عدم تعادل بلندمدت در هر دوره از طریق تعدیل در این سطح اصلاح می‌شود؛ و به‌طور متوسط، پس از ۴/۵ هفته، تعادل برقرار می‌شود. راهکارهای پیشنهادی شامل افزایش بهره‌وری و کاهش هزینه‌های تولید، ایجاد تعاونی‌ها و قراردادهای مستقیم با خرده‌فروشان، توسعه بازارهای مستقیم،

۱- نویسنده مسئول و استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران
(m.toosi@agri-peri.ac.ir)

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران.

۳- استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران.

انتشار منظم داده‌های قیمت، و افزایش آگاهی مصرف‌کنندگان است. همچنین، اعمال مقررات ضدانحصار، نظارت بر بازارهای میانی، راه‌اندازی سامانه‌های برخط برای اعلام قیمت و حجم معاملات، و جلوگیری از کاهش مصنوعی عرضه توسط واسطه‌ها می‌تواند به کاهش نوسان‌ها و بهبود عدالت در زنجیره تأمین پیاز ایران کمک کند.

کلیدواژه‌ها: انتقال قیمت، پیاز، عدم تقارن، هم‌نباشگی، تهران.

طبقه‌بندی JEL : Q11, Q13, L11

مقدمه

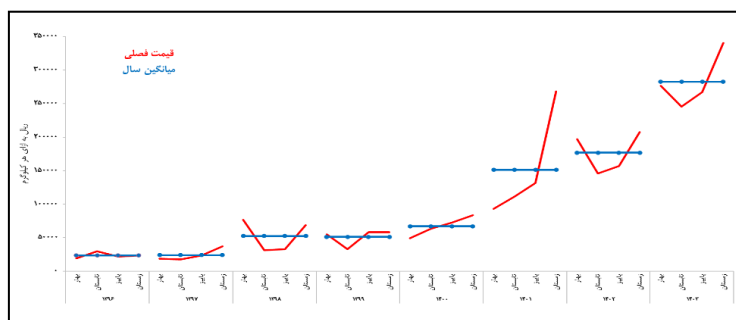
بازار محصولات کشاورزی از مهم‌ترین بازارهای کالایی کشور است که تغییرات آن بر میزان تولید، کیفیت کالاها و الگوی مصرف اثر مستقیم دارد (Maddah et al., 2018). با این همه، بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی بر این باورند که در ایران، نظام بازار و شبکه توزیع محصولات کشاورزی کارآمدی لازم را ندارد، به گونه‌ای که این ناکارآمدی خود را در قالب نوسان‌های شدید قیمت نشان می‌دهد و با نارضایتی هر دو سوی بازار یعنی، تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان همراه است (Hassanpour, 2023). یکی از جلوه‌های این ناکارآمدی، بروز نوسان‌های سوداگرانه در قیمت‌هاست. این نوع نوسان‌ها که ماهیتی متفاوت با نوسان‌های ذاتی بازار دارند، موجب بی‌ثباتی شدید می‌شوند و صعود و سقوط قیمت‌ها را به شکلی کنترل‌ناپذیر افزایش می‌دهند (Maddah et al., 2018). این بی‌ثباتی، در نهایت، به نحوه انتقال قیمت میان سطوح مختلف بازار گره می‌خورد. مطالعات نشان می‌دهد که چگونگی انتقال قیمت یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر رفاه تولیدکنندگان، بازاریابان و مصرف‌کنندگان است. به بیان دیگر، انتقال نامتقارن قیمت به افزایش حاشیه بازاریابی^۱ (یعنی، اختلاف قیمت بین سطح تولید و مصرف) می‌انجامد و فشار بیشتری بر دو سوی بازار وارد می‌کند (Nikoukar et al., 2010).

در بازارهای یکپارچه، سیاست‌های دولت با هدف‌گیری چند بازار راهبردی به سایر بازارها منتقل می‌شوند و قیمت در شرایط رقابتی کارآترین ابزار تخصیص منابع است (Gitau & Meyer, 2019). با این همه، مطالعات نشان داده‌اند که فرآیند انتقال قیمت اغلب نامتقارن است، بدین معنی که واکنش قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده نسبت به تغییرات یکدیگر یکسان نیست (Peltzman, 2000; Baghestany & Rahimi, 2019). این عدم تقارن می‌تواند کوتاه‌مدت با اثری گذرا بر حاشیه بازار باشد، یا بلندمدت باشد که موجب افزایش پایدار حاشیه

۱- برای نمونه، در سال ۱۴۰۳، در شهریور (ماهی که با حدود ۳۳ درصد سهم از کل برداشت محصول پیاز در کشور در طول یک سال، بالاترین سهم را در میان ماه‌های سال داراست)، قیمت فروش یک کیلوگرم پیاز در مناطق روستایی حدود ۱۰۷۴۱۱ ریال بوده ولی به دست مصرف‌کننده با قیمت حدود ۲۳۴۶۹۴ ریال (قیمت خرده‌فروشی) رسیده است (SCI, 2024a). بنابراین، ملاحظه می‌شود که قیمت مصرف‌کننده نسبت به قیمت دریافتی تولیدکنندگان اختلاف فاحش دارد.

بازاریابی توسط واسطه‌ها می‌شود. به‌طور کلی، انتقال قیمت هم در بعد افقی (میان مکان‌های مختلف) و هم در بعد عمودی (میان سطوح مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) بررسی می‌شود (Hansen et al., 1994). انتظارات و رفتار بازار غالباً باعث می‌شود که افزایش قیمت سریع‌تر و شدیدتر منتقل شود، در حالی که کاهش قیمت با تأخیر یا مقاومت همراه است (Xia & Li, 2010; Srinatha et al., 2024). ساختار بازار (رقابتی یا انحصاری)، ویژگی محصول (فسادپذیر یا بادوام)، و شرایط اقتصادی (تورم، تحریم، تکانه‌های عرضه) از عوامل اصلی شکل‌گیری این نامتقارنی به‌شمار می‌روند (Jouf, 2020; Pishbahar et al., 2019). در ساختارهای متمرکز، انتقال نامتقارن کمتر رخ می‌دهد و نقش غالب فرآوری‌کنندگان می‌تواند رابطه قیمت مزرعه-خرده‌فروشی را متقارن سازد (Bakucs et al., 2012). بنابراین، عدم تقارن در انتقال قیمت از یک سطح بازار به سطح دیگر آن، با تأثیر بر حاشیه بازار، گاه سودی قابل توجه را نصیب واسطه‌های بازاریابی می‌کند و با کاهش رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، بر کارایی نظام بازاریابی محصول اثر منفی می‌گذارد. از این‌رو، آگاهی از ارتباط بین قیمت‌های تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاسی، حائز اهمیت است (Nikoukar et al., 2010).

نمونه بارز عدم تقارن در بازار محصولات کشاورزی را می‌توان در بازار محصول پیاز ایران مشاهده کرد که به‌دلیل ماهیت تولید و ذخیره‌سازی و ناهم‌زمانی عرضه و تقاضای آن، در طول سال، با نوسان‌های قیمت روبه‌روست. محصول پیاز در فصل برداشت با افت قیمت مواجه می‌شود و به‌طور عمده، با گذر از فصل برداشت، قیمت آن در فصل زمستان افزایش می‌یابد (نمودار ۱). از آنجا که تولید این محصول تنها در برخی از فصل‌های سال صورت می‌گیرد و اما در تمام طول سال مصرف دارد، به‌طور طبیعی، شرایط عرضه و تقاضای آن نامتوازن می‌شود. بر اثر همین ویژگی، انتقال قیمت آن در سطوح مختلف بازار به‌صورت نامتقارن رخ می‌دهد (Karami, 2010).



نمودار ۱- نوسان‌های قیمت پیاز در بازار ایران طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۳

در سال‌های اخیر، دامنه نوسان قیمت در بازار محصول پیاز افزایش یافته است. از این‌رو، نظر به افزایش معنی‌دار قیمت این محصول و با توجه به سهم بالای این محصول در سبد مصرفی خانوار ایرانی، انجام مطالعه‌ای در زمینه وضعیت انتقال قیمت بین سطوح مختلف و نقش هر حلقه زنجیره (تولید، عمده‌فروشی، خرده‌فروشی) ضروری می‌نماید. بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران (SCI, 2024b)، حدود هفده درصد جمعیت کشور در استان تهران متمرکز است. از این‌رو، با احتساب میانگین سرانه مصرف ۲۳ کیلوگرمی محصول پیاز در کشور، تهران استان عمده مصرف‌کننده این محصول محسوب می‌شود (MAJ, 2024b)، در حالی که میزان تولید پیاز در استان تهران تنها حدود ۰/۱۱ درصد از کل تولید پیاز در کشور است (MAJ, 2024a) و به‌نوعی سایر استان‌ها تأمین پیاز مصرفی تهران در مقاطع مختلف سال را برعهده دارند. بر این اساس، هرگونه تکانه قیمتی در سطح تولید سایر استان‌ها و یا در فرآیند بازاریابی به بازارهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی استان تهران منتقل خواهد شد و برعکس، هرگونه نوسان قیمتی در بازار مصرف استان تهران ناشی از کاهش و یا افزایش تقاضای محصول به قیمت‌های فروش سر مزرعه منتقل خواهد شد. این وضعیت را می‌توان در چارچوب مطالعات پیشین تحلیل و تأیید کرد، مطالعاتی که هر کدام با روش‌های متفاوت همچون مدل‌های هوک، تصحیح خطا، الگوی تصحیح خطای آستانه‌ای و الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی^۱، به بررسی الگوهای انتقال قیمت پرداخته‌اند.

در مطالعات مختلف بین‌المللی، به‌نوعی موضوع شکل‌گیری بازارهای رقابتی و عدم تقارن انتقال قیمت در حوزه محصولات فسادپذیر با تولید فصلی و مصرف دائمی تأیید شده است. در مطالعه رکشیت و همکاران (Rakshit et al, 2021)، انتقال نامتقارن قیمت پیاز در بازارهای دهلی، لاسالگون (شهری در ایالت ماهاراشترا) و بنگلور بررسی و تأیید شد. بازار لاسالگون، به‌عنوان قطب تولید محصول پیاز در هند، ماهیتی انحصاری دارد و در شرایط تکانه‌های منفی، تاجران عمده عرضه را محدود می‌کنند تا قیمت را افزایش دهند. به‌نوعی افزایش قدرت بازار منجر به افزایش نوسان قیمت پیاز و عدم تقارن انتقال قیمت آن در بازار این محصول می‌شود. در مقابل، بازار تولیدکنندگان بنگلور و دهلی رفتارهایی متفاوت را در نوسان قیمت نسبت به تکانه‌های مثبت و منفی نشان می‌دهد. ژنگ و ژنگ (Zheng & Zheng, 2023)، با استفاده از مدل خودرگرسیون تعمیم‌یافته ناهمسانی شرطی^۲ و بررسی قیمت‌ها در سطوح بازار لیچی^۳ و سیب، دریافتند که شدت انتقال نوسان قیمت در بازار محصولات فسادپذیر بیش از محصولات با ماندگاری بیشتر بوده و نوع محصول نیز بر فرآیند انتقال قیمت مؤثر است. در سال‌های اخیر، در چندین مطالعه، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، با تجزیه و تحلیل زنجیره‌های ارزش مختلف،

1. Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lags (NARDL)

2. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

۳- میوه‌ای چینی به رنگ سرخ و با طعم شیرین.

به کار گرفته شده و به‌ویژه، برای بررسی عدم تقارن‌های قیمتی در خصوص محصولات فسادپذیر رواج یافته است (Tripathi & Mishra, 2025; Sharma et al., 2025; Harshana & Ratnasiri, 2023; Ratnasiri et al., 2025). باریت و همکاران (Bareith et al., 2025) نشان دادند که مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) بهترین گزینه برای تحلیل انتقال عمودی قیمت در محصولات تازه‌خوری و فسادپذیر است، زیرا اثرات مثبت و منفی را جدا کرده، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌طور هم‌زمان بررسی می‌کند و نیز شدت و سرعت انتقال را نشان می‌دهد و در نهایت، نسبت به مدل‌های خطی، نتایجی دقیق‌تر و واقع‌بینانه‌تر را ارائه می‌دهد.

در مطالعات داخلی نیز الگوی نامتقارن انتقال قیمت در حوزه محصولات فصلی و فسادپذیر بررسی شده است. به برای نمونه، پیش‌بهار و علی‌زاده (Pishbahar & Alizadeh, 2016)، با تمرکز بر بازار سیب‌زمینی و پیاز در استان کردستان و با استفاده از الگوی خودتوضیحی آستانه‌ای، به بررسی انتقال عمودی قیمت در زنجیره بازار این محصولات پرداختند؛ نتایج مطالعه نشان داد که انتقال قیمت در بازار پیاز و سیب‌زمینی نامتقارن است، به گونه‌ای که افزایش قیمت در سطح مزرعه سریع‌تر و شدیدتر از کاهش قیمت به عمده‌فروشان، خرده‌فروشان و در نهایت، به مصرف‌کنندگان منتقل می‌شود. در مطالعه‌ای جدیدتر، نراقی و مقدسی (Naraghi & Moghaddasi, 2022)، با استفاده از مدل خودتوضیح مارکوف-سوییچینگ^۱، به بررسی رفتار قیمتی محصولات فسادپذیر در ایران پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که بازار این محصولات در دو رژیم نرخ رشد قیمتی پایین و بالا عمل می‌کند و انتقال قیمت نهاده‌ها به محصول به‌صورت نامتقارن رخ می‌دهد، به گونه‌ای که افزایش هزینه نهاده‌ها سریع‌تر و شدیدتر از کاهش آن به قیمت محصول منتقل می‌شود. برزگر دین و همکاران (Barzegar Devin et al., 2025)، با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۹۴، به بررسی انتقال قیمت در زنجیره تأمین محصولات باغی با استفاده از آزمون علیت گرنجر و مدل تصحیح خطا پرداختند؛ نتایج نشان‌دهنده انتقال نامتقارن قیمت در طول زنجیره تأمین محصول باغی منتخب بود، بدین معنی که افزایش قیمت در سطح مزرعه شدیدتر و سریع‌تر از کاهش قیمت به عمده‌فروشان و خرده‌فروشان و در نتیجه، به مصرف‌کنندگان منتقل می‌شود. این یافته‌ها بیانگر آن است که در محصولات فسادپذیر، محدودیت ذخیره‌سازی و مصرف دائمی موجب تشدید عدم تقارن انتقال قیمت در زنجیره بازار می‌شود.

مروری بر پیشینه پژوهش نشان داد که مطالعه‌ای در خصوص انتقال قیمت بین اجزای زنجیره تأمین محصول پیاز با رویکرد بررسی تکانه‌های آنی انجام نشده است. همچنین، آسیب تغییرات قیمتی که مکرراً بازخورد در جوامع مصرفی داشته، به‌مراتب بیشتر به تولیدکنندگان این گروه از محصولات منتقل شده است. بنابراین، رویکرد پژوهش حاضر انجام مطالعه‌ای به‌نگام در راستای کاهش این خلاء مطالعاتی

1. Markov-Switching Autoregressive (MSAR)

بوده و بدین منظور، با استفاده از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ در قالب داده‌های هفتگی و بهره‌گیری از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، نحوه انتقال قیمت سر مزرعه در کل کشور به سطوح قیمتی (عمده‌فروشی و خرده‌فروشی) در بازار مصرف محصول پیاز (تهران قطب مصرف) ارزیابی شده است.

مواد و روش‌ها

ارتباط عمودی قیمت (چگونگی انتقال تکانه‌های بازار از طریق مراحل مختلف زنجیره تأمین) به‌طور معمول با میزان، سرعت و ماهیت تعدیل‌ها در زنجیره تأمین نسبت به تکانه‌های بازار که در مراحل مختلف فرآیند بازاریابی ایجاد می‌شوند، مشخص می‌شود. ارتباط بین عوامل فعال در سطوح مختلف بازار، از تولید تا مصرف و برعکس، می‌تواند در مجموعه‌ای از شاخص‌ها خلاصه شود که سرعت و اندازه تأثیر یک تکانه قیمتی در یک سطح بر قیمت سطوح بالاتر یا پایین‌تر را تعریف کند (Vavra & Goodwin, 2025). از پیامدهای احتمالی انتقال قیمت نامتقارن این است که مصرف‌کنندگان از کاهش قیمت در سطح تولیدکنندگان بهره نمی‌برند یا تولیدکنندگان ممکن است از افزایش قیمت در سطح خرده‌فروشی بهره‌مند نشوند. بنابراین، در شرایط انتقال قیمت نامتقارن، توزیع اثرات رفاهی بین سطوح مختلف و میان عوامل بازار پس از تکانه‌های واردشده به یک بازار نسبت به حالت انتقال متقارن قیمت تغییر می‌کند (Meyer & Cramon-Taubadel, 2004).

موضوع بررسی انتقال نامتقارن قیمت به سال ۱۹۶۹ و مطالعه توییتن و کوانس بر می‌گردد که از شیوه متغیر مجازی برای برآورد توابع عرضه استفاده کردند و اصلاح روش آنها توسط هوک در سال ۱۹۷۹ به‌نوعی به‌عنوان الگوی هوک در مبحث اندازه‌گیری انتقال نامتقارن قیمت رواج یافت (Vavra & Goodwin, 2025). پس از آن، کرامون-توبادل و فلهلبوش (Cramon-Taubadel & Fahlbusch, 1994)، با گنجاندن مفهوم هم‌انباشتگی در حوزه انتقال نامتقارن قیمت، یک الگوی تصحیح خطا پیشنهاد کردند که از طریق آن، می‌توان برای آزمون انتقال نامتقارن قیمت میان سری‌های قیمت هم‌انباشته استفاده کرد. سپس، بالک و فومبی (Balke & Fomby, 1997) به معرفی روش الگوهای هم‌انباشتگی آستانه‌ای به‌عنوان ابزاری برای ترکیب هم‌جمعی و غیرخطی بودن پرداختند. الگوی غیرخطی امکان آزمون تقارن انتقال قیمت‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت و به‌دست آوردن ضریب تعدیل تکانه‌ها را نیز فراهم می‌آورد.

در یک مدل رگرسیون معمول مبتنی بر داده‌های سری زمانی، فرض بر ثابت بودن ضریب است. در این مدل، تغییر (افزایش یا کاهش) در متغیر کنترل تأثیر یکسان در سراسر زمان دارد، که لزوماً در واقعیت، این‌گونه نیست. علاوه بر این، در زمان وقوع تکانه، شیوه‌های متداول هم‌انباشتگی مانند الگوی تصحیح خطای برداری و سایر روش‌ها نرخ تعدیل ثابت به سمت بلندمدت ارائه می‌دهند و این فرض همواره، در صورت وجود اختلاف و نوسان در بازار، نمی‌تواند برقرار باشد. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد که

استفاده از شیوه‌های متقارن برای برآورد روابط نامتقارن دارای سوگیری است و چه‌بسا سیاست‌گذاران را به سمت اتخاذ سیاست‌های نادرست سوق دهد. به همین دلیل، روش‌های متفاوت برای توضیح این نامتقارنی مطرح شده‌اند، مانند مدل رگرسیون انتقال هموار، مدل مارکوف-سویچینگ، مدل آستانه‌ای و سایر الگوها. با این همه، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) روابط نامتقارن را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در برمی‌گیرد و نامتقارنی‌ها را در تغییرات پویا نیز مد نظر قرار می‌دهد. افزون بر این، این مدل قابلیت اعمال در مرتبه ترکیبی از سطح و اولین تفاضل را داراست (Akter et al., 2021). مدل NARDL، نسبت به سایر الگوها، دارای مزایای متعدد است: یکی آنکه در این الگو، لازم نیست متغیرها از یک مرتبه ایستایی یکسان برخوردار باشند؛ و دیگری آنکه نسبت به سایر رهیافت‌ها، در تعداد نمونه‌های کمتر بهتر عمل می‌کند (Korale-Gedara1 et al., 2024). البته، رویکرد NARDL نسخه‌ای نامتقارن از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۱ است.

مدل استاندارد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی $[ARDL(p, q)]$ با استفاده از دو سری زمانی Y_t و X_t به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta Y_t = a_0 + \rho Y_{t-1} + \theta X_{t-1} + \gamma z_t + \sum_{j=1}^{p-1} a_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \pi_j \Delta X_{t-j} \quad (۱)$$

فرضیه صفر آزمون هم‌انباشتگی این است که X_t و Y_t هم‌جمع نیستند. به‌منظور در نظر گرفتن موضوع عدم تقارن، مدل NARDL معرفی شد که در آن، سری زمانی X_t به اجزای مثبت و منفی تفکیک می‌شود:

$$\begin{aligned} X_t &= X_0 + X_t^+ + X_t^- \\ X_t^+ &= \sum \Delta X_j^+ = \sum \max(\Delta X_j, 0) \\ X_t^- &= \sum \Delta X_j^- = \sum \min(\Delta X_j, 0) \end{aligned} \quad (۲)$$

سپس، رابطه هم‌انباشتگی نامتقارن بلندمدت به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = \beta^+ X_t^+ + \beta^- X_t^- + u_t \quad (۳)$$

که در آن، β^+ و β^- پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند و به‌نوعی با تغییرات مثبت و منفی متغیر X_t ارتباط دارند. آنها ضرایب بلندمدت انتقال قیمت بین دو بازار هستند. با جانیابی رابطه (۳) در رابطه (۱)، می‌توان مدل NARDL(p,q) را به صورت رابطه زیر به دست آورد:

1. Auto-Regressive Distributed Lags (ARDL)

$$\Delta Y_t = a_0 + \rho Y_{t-1} + \theta^+ X_{t-1}^+ + \theta^- X_{t-1}^- + \sum a_j Y_{t-j} + \sum (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\theta^+ = -\rho/\beta^+$$

$$\theta^- = -\rho/\beta^-$$

هنگامی که مدل برآورد شود، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به مفهوم $(\theta^+ = 0 = -\rho = \theta^-)$ آزمون و سپس، موضوع تقارن ارزیابی می‌شود. از طریق آزمون فرضیه صفر مبنی بر $\beta^+ = \beta^-$ بررسی تقارن در بلندمدت صورت می‌گیرد. به منظور تبیین دوره تعدیل کوتاه‌مدت در واکنش به تکان‌های منفی و یا مثبت، فرضیه صفر مبنی بر $\pi_j^+ \pi_j^-$ و برای بررسی موضوع تقارن تجمیعی (شکل ضعیف آن)، فرضیه صفر به شرح $\sum \pi_j^+ \sum \pi_j^-$ آزمون می‌شود. در صورتی که بر اساس نتایج آزمون‌های مربوط، عدم تقارن در فرآیند انتقال قیمت تأیید شود، واکنش‌های نامتقارن به تکان‌های مثبت و منفی توسط ضرایب تعدیل پویای مثبت و منفی به ازای هر واحد تغییر در X_t^+ و X_t^- برآورد می‌شود (Fousekis et al., 2016). از این رو، با توجه به هدف پژوهش حاضر مبنی بر تأثیر انتقال قیمت از سر مزرعه به خرده‌فروشی و نقش بازارهای میانی در این فرآیند، مدل نهایی به شرح زیر تصریح می‌شود:

$$CP_t = \beta_0 + \beta_1^+ FP_t^+ + \beta_1^- FP_t^- + \beta_2 WP_t + \beta_3 SP_t + \varepsilon \quad (5)$$

$$\Delta CP_t = a_0 + \rho_0 CP_{t-1} + \rho_1 WP_{t-1} + \rho_2 SP_{t-1} + \theta^+ FP_{t-1}^+ + \theta^- FP_{t-1}^- + \sum a_j CP_{t-j} + \sum \theta_j WP_{t-j} + \sum \lambda_j SP_{t-j} + \sum (\pi_j^+ \Delta FP_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta FP_{t-j}^-) \quad (6)$$

بحث و نتایج

در جدول ۱، وضعیت آماره توصیفی قیمت پیاز در سطوح مختلف بازار گزارش شده است. قیمت پیاز در سر مزرعه (LFP)، قیمت پیاز در سطح خرده‌فروشی (LCP)، قیمت پیاز در سطح میادین میوه و تره‌بار (LSP) و قیمت پیاز در مراکز عمده‌فروشی (LWP) نشان داده شده است (L نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی است). بررسی متوسط سهم قیمت سر مزرعه از قیمت خرده‌فروشی طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد که این نسبت برابر با ۰/۴۱ بوده و به دیگر سخن، به‌طور متوسط، تنها ۴۱ درصد بهای پرداختی خرده‌فروشی به تولیدکننده رسیده است؛ البته، در برخی از هفته‌ها، این نسبت به شانزده درصد نیز رسیده است. متوسط نسبت قیمت‌های عمده‌فروشی و میادین میوه و تره‌بار به قیمت سطح خرده‌فروشی طی دوره مورد بررسی نیز برابر با ۰/۷۲ بوده و به دیگر سخن، به‌طور متوسط، بازارهای عمده‌فروشی و میادین میوه و تره‌بار سهمی یکسان از قیمت در سطح خرده‌فروشی داشته‌اند.

جدول ۱- آمار توصیفی قیمت پیاز در سطوح مختلف بازار در شهر تهران

آماره	قیمت سر مزرعه	قیمت عمده‌فروشی	قیمت میادین میوه و تره‌بار	قیمت خرده‌فروشی
	LFP	LWP	LSP	LCP
میانگین	۳۹۸۷۳	۶۲۸۲۱	۶۵۶۹۱	۹۰۹۱۷
انحراف معیار	۳۵۴۹۰	۳۹۰۹۳	۴۱۱۳۷	۵۹۲۶۱
بیشینه	۱۹۰۰۰	۲۱۲۰۰	۱۸۷۰۰	۳۱۵۳۰
کمینه	۸۱۰۰	۱۴۹۰۰	۱۹۰۰۰	۳۰۵۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نخستین گام در الگوسازی، پس از انتخاب متغیرها و شکل تبعی مدل، بررسی وضعیت ایستایی متغیرهای پژوهش بوده که بدن منظور، از معیارهای دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۱ و آماره آزمون کویاتکوفسکی-فیلیپس-اشمیت-شین^۲ استفاده شده است. دلیل استفاده از دو آزمون برای بررسی ایستایی وجود فرضیه صفر متفاوت آنها بوده است. در آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)، فرضیه صفر وجود ریشه واحد (ناایستایی) و در آزمون کویاتکوفسکی-فیلیپس-اشمیت-شین (KPSS)، فرضیه صفر ایستایی متغیرهاست. بنابراین، استفاده از دو آزمون با فرضیه صفر متفاوت دقت شناسایی وضعیت ایستایی متغیرها را بهبود می‌بخشد (جدول ۲).

جدول ۲- بررسی وضعیت ایستایی قیمت محصول پیاز در سطوح مختلف بازار

نتیجه	در سطح				نماد متغیر	متغیر
	با یک مرتبه تفاضل گیری					
	KPSS	ADF	KPSS	ADF		
I(0)	—	—	۰/۱۴۸*	~۴/۴۱***	LFP	قیمت سر مزرعه
I(1)	۰/۴۴***	~۱۲/۵***	۰/۱۰۸***	~۳/۰۸	LFP_POS	تغییرات مثبت قیمت سر مزرعه
I(1)	۰/۷***	~۱۰/۹۶***	۰/۲۲۸	~۴/۲۳***	LFP_NEG	تغییرات منفی قیمت سر مزرعه
I(1)	۰/۰۴۹***	۳/۰۶***	۰/۰۷***	~۲/۶۸	LWP	قیمت عمده فروشی
I(1)	۰/۴۱۸***	~۲/۳***	۰/۲۱۷	۰/۲۹۵	LSP	قیمت میادین میوه و تره بار
I(0)	—	—	۰/۳***	~۴/۷۱	LCP	قیمت خرده فروشی

*, **, و *** به ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده، پنج و یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
2. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic

هایلبرگ و همکاران (Hylleberg et al., 1990) نشان دادند که نتایج آزمون‌های ایستایی متداول نظیر دیکی-فولر برای متغیرهای دارای تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود و از این رو، آزمونی را معرفی کردند که به آزمون ریشه واحد هگی^۱ شناخته می‌شود. در این آزمون، وجود ریشه واحد در تواترهای دیگر نیز بررسی می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۳ آمده است. بر این اساس، متغیرهای قیمت سر مزرعه (LFP)، تغییرات مثبت قیمت سر مزرعه (LFP_POS)، قیمت عمده‌فروشی (LWP)، قیمت میادین میوه و تره‌بار (LSP) و قیمت در خرده‌فروشی (LCP) در تواتر صفر، نایستا و اما، در تفاضل مرتبه اول، ایستا هستند.

جدول ۳- بررسی نتایج ایستایی قیمت پیاز در سطوح مختلف بازار با تواترهای مختلف

در سطح						تواتر
LCP	LSP	LWP	LFP_NEG	LFP_POS	LFP	
-۰/۵۵۹	-۰/۴۳	-۰/۴۴	-۳/۲۳***	-۱/۷۶	۰/۲۷۷	تواتر صفر
۷۳/۰۳***	۴۳/۵۰***	۳۲/۷۲***	۱۳/۵۷**	۱۹/۱۷**	۱۴/۶***	تواتر 2PI/4 و 6PI/4
-۶/۵۳***	۵/۹۵***	۶/۳۲***	-۳/۹۹***	۴/۷۷***	-۴/۵***	تواتر PI
۶۴/۴۹***	۵۷/۶۸***	۴۷/۸۶***	۱۶/۵۷**	۲۰/۲۵**	۱۹/۴۹**	تواترهای فصلی
۴۶/۲۹***	۴۳/۶۴***	۳۵/۹۶***	۱۵/۸۷**	۱۶/۱**	۱۴/۶**	تمام تواترها

***، ** و * به ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده، پنج و یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به‌منظور شناسایی سازوکار انتقال قیمت پیاز میان سطوح مختلف بازار در سطح شهر تهران، از آزمون علیت گرنجر استفاده شده و وقفه بهینه بر اساس معیارهای ضریب لاگرانژ، خطای نهایی پیش‌بینی^۲ و آکائیک^۳ برابر با ۳ تعیین شده است. نتایج آزمون علیت در جدول ۴ نشان می‌دهد که علیت یک‌طرفه از قیمت سر مزرعه به قیمت خرده‌فروشی وجود دارد؛ یعنی، تغییرات قیمت سر مزرعه محرک قیمت نهایی برای خرده‌فروشی است، ولی عکس آن برقرار نیست. همچنین، علیت دوجانبه بین قیمت پیاز در میادین میوه و تره‌بار و قیمت خرده‌فروشی برقرار است و قیمت‌ها در این دو بازار بر یکدیگر اثر متقابل دارند. برای سطوح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی نیز همین رابطه برقرار است. هر دو سطح قیمت به‌صورت متقابل بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند.

1. Hylleberg, Engle, Granger, Yoo (HEGY)
2. Final Prediction Error (FPE)
3. Akaike Information Criterion (AIC)

برای قیمت سر مزرعه و قیمت میادین میوه و تره‌بار، علیت یک‌طرفه برقرار است؛ یعنی، تغییرات قیمت در مبدأ (سر مزرعه) تعیین‌کننده قیمت در میادین میوه و تره‌بار است. همین ارتباط برای قیمت سر مزرعه به قیمت عمده‌فروشی نیز وجود دارد؛ به دیگر سخن، تغییر قیمت در سطح تولیدکننده (مزرعه) بر قیمت عمده‌فروشی تأثیر دارد، ولی برعکس آن برقرار نیست. نتایج آزمون علیت نشان داده است که علیت یک‌طرفه از قیمت عمده‌فروشی به قیمت میادین میوه و تره‌بار وجود دارد؛ یعنی، قیمت در مراکز عمده‌فروشی می‌تواند محرک قیمت در میادین میوه و تره‌بار باشد. نتایج کلی آزمون علیت نشان داده است که قیمت پیاز در سر مزرعه نقش پیشرو و کلیدی در سازوکار انتقال قیمت بین اجزای زنجیره تأمین دارد و اگرچه بر همه سطوح دیگر اثر می‌گذارد، اما از آنها تأثیر نمی‌پذیرد.

جدول ۴- نتایج آزمون علیت گرنجر قیمت پیاز در سطوح مختلف بازار

فرضیه صفر	آماره F	احتمال	نتیجه آزمون
قیمت سر مزرعه علت گرنجر قیمت خرده‌فروشی نیست (LFP → LCP)	۲۹/۴۵**	۰/۰۰	رد
قیمت خرده‌فروشی علت گرنجر قیمت سر مزرعه نیست (LCP → LFP)	۱/۴۷	۰/۱۶۳۱	تأیید
قیمت میادین میوه و تره‌بار علت گرنجر قیمت خرده‌فروشی نیست (LSP → LCP)	۸/۱۷**	۰/۰۰	رد
قیمت خرده‌فروشی علت گرنجر قیمت میادین میوه و تره‌بار نیست (LCP → LSP)	۱۸/۲۰**	۰/۰۰	رد
قیمت عمده‌فروشی علت گرنجر قیمت خرده‌فروشی نیست (LWP → LCP)	۳/۷۵*	۰/۰۱۲	رد
قیمت خرده‌فروشی علت گرنجر قیمت عمده‌فروشی نیست (LCP → LWP)	۵/۹۶**	۰/۰۰	رد
قیمت میادین میوه و تره‌بار علت گرنجر قیمت سر مزرعه نیست (LSP → LFP)	۱/۵	۰/۲۱۶	تأیید
قیمت سر مزرعه علت گرنجر قیمت میادین میوه و تره‌بار نیست (LFP → LSP)	۲۷/۳۷**	۰/۰۰	رد
قیمت عمده‌فروشی علت گرنجر قیمت سر مزرعه نیست (LWP → LFP)	۱/۲	۰/۳۰۹۱	تأیید
قیمت سر مزرعه علت گرنجر قیمت عمده‌فروشی نیست (LFP → LWP)	۱۲/۰۴**	۰/۰۰	رد
قیمت عمده‌فروشی علت گرنجر قیمت میادین میوه و تره‌بار نیست (LWP → LSP)	۵/۱۶**	۰/۰۰	رد
قیمت میادین میوه و تره‌بار علت گرنجر قیمت عمده‌فروشی نیست (LSP → LWP)	۱/۷۱	۰/۱۶۶۷	تأیید

*, ** و ***، به ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده، پنج و یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی اثر غیرخطی تغییرات قیمت سر مزرعه و تکانه‌های افزایشی (مثبت) و کاهش (منفی) بر قیمت در سطح خرده‌فروشی، از الگوی خودتوضیحی (خودرگرسیون) با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده است. انتخاب وقفه بهینه بر اثر معیار آکائیک اصلاح شده صورت گرفته است. نتایج برآورد الگوی NARDL در جدول ۵ آمده است. برای بررسی وضعیت تصریح، از آزمون بازنشانی رمزی^۱ استفاده شده است. نتایج این آماره نشان می‌دهد که فرم تبعی مدل به خوبی تصریح شده است. برای بررسی خودهمبستگی پیاپی^۲ نیز از آزمون ضریب لاگرانژ^۳ استفاده شده است. نتایج این آزمون نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی پیاپی رد نمی‌شود و الگوی نهایی مشکل خودهمبستگی پیاپی ندارد. برای بررسی پدیده واریانس ناهمسانی^۴، از آزمون بروش-پاگان-گادفری^۵ استفاده شده است. نتایج این آزمون نیز نشان می‌دهد که برای الگوی نهایی، فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی رد نمی‌شود و بنابراین، الگو مشکل واریانس ناهمسانی ندارد.

متغیر وابسته مدل قیمت پیاز در سطح خرده‌فروشی (LCP) بوده و تأثیرات مثبت و منفی تغییرات قیمت سر مزرعه (LFP) به صورت جداگانه مدل‌سازی شده است. همچنین، قیمت پیاز در میادین میوه و تره‌بار (LSP) و قیمت در مراکز عمده‌فروشی (LWP) نیز در مدل به عنوان متغیرهای توضیحی وارد شده‌اند. بر اساس نتایج برآورد، ضریب وقفه‌های اول و دوم قیمت پیاز در سطح خرده‌فروشی (LCP) مثبت و معنی‌دار است. این یافته نشان‌دهنده پایداری و ماندگاری بالای رفتار قیمتی در سطح خرده‌فروشی است، به گونه‌ای که تغییرات گذشته قیمت در این سطح اثر قابل توجه بر قیمت جاری دارد. در خصوص سایر متغیرهای کنترلی، قیمت در میادین میوه و تره‌بار (LSP) در سطح جاری اثر مثبت و معنی‌دار بر قیمت خرده‌فروشی دارد (ضریب ۰/۱۹۶)، که نشان‌دهنده نقش میادین میوه و تره‌بار به عنوان واسطه مهم در زنجیره قیمت‌گذاری از تولید تا مصرف است. در ارتباط با قیمت در مراکز عمده‌فروشی (LWP) نیز اثر آن مثبت و معنی‌دار است (ضریب ۰/۰۸)، که نشان‌دهنده انتقال سریع افزایش قیمت در این سطح به قیمت خرده‌فروشی است. شاخص ضریب تعیین (R^2) معادل ۰/۹۹۴ بوده، که نشان‌دهنده توانایی بالای مدل در توضیح تغییرات قیمت در سطح خرده‌فروشی است. همچنین، آماره دوربین-واتسون (DW) برابر با ۱/۹۵ وجود خودهمبستگی در باقی‌مانده‌ها را رد می‌کند. مقدار بالای آماره F نیز حاکی از معنی‌داری کلی مدل در سطح بالای اطمینان است.

-
1. Ramsey reset test
 2. serial correlation
 3. Lagrange Multiplier (LM)
 4. heteroskedasticity test
 5. Breusch-Pagan-Godfrey (BPG)

با توجه به نقش قیمت سر مزرعه در قیمت سایر سطوح بازار، به‌ویژه سطح خرده‌فروشی، اثرات تکانه‌های مثبت و منفی قیمت سر مزرعه بر قیمت خرده‌فروشی آزمون شده و یافته‌های مدل نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌دار جزء مثبت تغییرات قیمت سر مزرعه (LFP_POS) بر قیمت خرده‌فروشی است (ضریب ۰/۱۰۴). این نتیجه حاکی از آن است که تغییرات افزایشی قیمت سر مزرعه با شدت بیشتری به سطح خرده‌فروشی منتقل می‌شود و اثر تغییرات کاهشی قیمت سر مزرعه (LFP_NEG) نیز اثر مثبت و معنی‌دار دارد (ضریب ۰/۰۸۷)، زیرا با کاهش قیمت سر مزرعه، برای مدتی کوتاه، یک یا دو هفته، از عرضه خودداری می‌شود و کاهش عرضه دوباره قیمت را در سطح خرده‌فروشی افزایش می‌دهد (تغییرات کاهش قیمت در دوره‌های یک، دو، سه و چهار هفته قبل نیز بر قیمت خرده‌فروشی تأثیر داشته است، اگرچه تأثیر قیمت هفته قبل، دو هفته قبل و یک ماه قبل معنی‌دار نشده است). حال، اگر تغییرات کاهشی قیمت در سه هفته قبل اتفاق افتاده و تداوم داشته باشد، قیمت در سطح خرده‌فروشی (با ضریب -۰/۱۳۳) کاهش می‌یابد. به دیگر سخن، تغییر قیمت در سطح خرده‌فروشی، به‌دلیل وجود دو مسیر عمده‌فروشی و میادین میوه و تره‌بار، به میزان زیادی در برابر کاهش قیمت ایستادگی دارد و برای انتقال آن به قیمت خرده‌فروشی دست کم سه هفته زمان می‌برد. تغییرات کاهشی قیمت در سطح مزرعه نیز تا هفته‌های اول و دوم تأثیری نداشته است.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل خودتوضیحی با وقفه‌های توربعی غیرخطی (NARDL) برای
قیمت خرده‌فروشی پیاز

NARDL(2,0,4,2,4)			
متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t
قیمت خرده‌فروشی (وقفه ۱)	LCP(-1)	۰/۶۴۱	۹/۳۳**
قیمت خرده‌فروشی (وقفه ۲)	LCP(-2)	۰/۱۴۵	۲/۲۹۷*
افزایش قیمت سرِ مزرعه (جزء مثبت)	LFP_POS	۰/۱۰۴	۴/۹۴۹**
کاهش قیمت سرِ مزرعه (جزء منفی)	LFP_NEG	۰/۰۸۷	۲/۶۸۸*
کاهش قیمت سرِ مزرعه (وقفه ۱)	LFP_NEG(-1)	۰/۰۵۵	۱/۱۳۹
کاهش قیمت سرِ مزرعه (وقفه ۲)	LFP_NEG(-2)	۰/۰۳۷	۰/۰۵۶
کاهش قیمت سرِ مزرعه (وقفه ۳)	LFP_NEG(-3)	-۰/۱۳۳	-۲/۸۲۵*
کاهش قیمت سرِ مزرعه (وقفه ۴)	LFP_NEG(-4)	۰/۰۶۲	۱/۷۸۱
قیمت میادین میوه و تره‌بار	LSP	۰/۱۹۶	۴/۸۸۱**
قیمت میادین میوه و تره‌بار (وقفه ۱)	LSP(-1)	۰/۰۲۳	۰/۴۵۷
قیمت میادین میوه و تره‌بار (وقفه ۲)	LSP(-2)	-۰/۱۷۳	-۴/۲۸۵**
قیمت عمده‌فروشی	LWP	۰/۰۸۱	۲/۸۷۰*
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۱)	LWP(-1)	-۰/۰۰۳	-۰/۰۷۰
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۲)	LWP(-2)	-۰/۱۱۲	-۳/۱۰۳*
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۳)	LWP(-3)	۰/۰۹۲	۲/۴۸۱*
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۴)	LWP(-4)	-۰/۰۴۱	-۱/۵۸۲
مقدار ثابت	C	۱/۷۴۴	۴/۷۲۶**
DW= ۱/۹۵		F= ۲۱۲۳/۵۲	R ² = ۰/۹۹

* و **، به ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده و پنج درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی وضعیت خودهمبستگی، آزمون ضریب لاگرانژ (LM)، برای بررسی پدیده واریانس
ناهمسانی، آزمون بروش-پاگان-گادفری، برای بررسی خطای تصریح، آزمون رمزی^۱ و برای بررسی نرمال
بودن جز اخلاص، آزمون آماره جاک-برا^۲ انجام شده، که نتایج آنها در جدول ۶ آمده است.

1. Ramsey test
2. Jarque-Bera test

جدول ۶- نتایج آزمون‌های تشخیصی الگو

نوع آزمون	LM	بروش-پاگان-گادفری	رمزی	جارك-برا
آماره	۱/۴	۰/۵۱	۱/۱۲	۰/۳۹
(سطح احتمال)	(۰/۳۱)	(۰/۸۵)	(۰/۲۶)	(۰/۷۲)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۶ نتایج آزمون LM نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی در اجزای اخلال رد نشده است. از این‌رو، الگوی برآوردشده مشکل خودهمبستگی ندارد. نتایج آزمون بروش-پاگان-گادفری نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نبود واریانس ناهمسانی رد نشده است و از این‌رو، مشکل واریانس ناهمسانی وجود ندارد. همچنین، نتایج آزمون رمزی نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر تصریح مناسب الگو رد نشده است و مشکلاتی از قبیل فرم تبعی نادرست الگو و حذف برخی از متغیرهای مهم و سایر مشکلات در الگو وجود ندارد. نتایج آمار جارك-برا نیز نشان می‌دهد که فرض نرمال بودن اجزای اخلال رد نشده است.

به‌منظور ارزیابی وجود یا عدم وجود رفتار نامتقارن در فرآیند انتقال قیمت پياز از سطح تولید (سر مزرعه) به سطح مصرف (خرده‌فروشی)، از آزمون والد^۱ استفاده شده و در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر برابری اثرات مثبت و منفی تغییرات قیمت سر مزرعه (LFP_POS) و سر مزرعه (LFP_NEG) بر متغیر وابسته (قیمت خرده‌فروشی) مورد آزمون قرار گرفته است. به دیگر سخن، بررسی شد که اثر افزایشی قیمت برابر با مجموع اثرات کاهشی است یا خیر. همان‌گونه که در جدول ۷ آمده است، نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن ضریب متغیر اثرات افزایش قیمت و مجموع ضریب متغیرهای کاهش قیمت رد شده است. این اختلاف نشان‌دهنده وجود اثر نامتقارن در انتقال قیمت‌ها از سر مزرعه به خرده‌فروشی است، به‌گونه‌ای که افزایش قیمت با شدت بیشتری نسبت به کاهش قیمت منتقل می‌شود. علاوه بر آن، وقفه سوم از کاهش قیمت سر مزرعه نیز دارای اثر منفی و معنی‌دار بر قیمت خرده‌فروشی است، که می‌تواند نشانه‌ای از تأخیر در انتقال کاهشی قیمت باشد (جدول ۷).

جدول ۷- نتایج آزمون والد برای بررسی نامتقارن بودن انتقال قیمت پیاز

آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی داری
آماره t	۲/۵	۰/۰۱۳۳**
آماره F	۶/۲۶	۰/۰۱۳۳**
کای دو ^۱	۶/۲۶	۰/۰۱۳۴**

** معنی داری در سطح پنج درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو، از آزمون باند^۲ استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۸ نشان می‌دهد که مقدار آماره F (معادل ۹/۰۲) بیش از مقادیر بحرانی در تمام سطوح اطمینان است و فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود. از این رو، بین قیمت پیاز در سر مزرعه، عمده‌فروشی، میادین میوه و تره‌بار و خرده‌فروشی رابطه بلندمدت معنی دار وجود دارد، بدین معنی که قیمت‌ها در این بازارها در بلندمدت با یکدیگر هم‌زمان حرکت می‌کنند و هرگونه تکانه قیمتی در یک بخش می‌تواند به تدریج به سطوح دیگر بازار منتقل شود. این نتیجه به سیاست‌گذاران هشدار می‌دهد که نوسان‌های قیمتی در سطح تولید (سر مزرعه) بدون کنترل و نظارت مؤثر می‌تواند در بلندمدت به مصرف‌کننده نهایی منتقل شده، تعادل بازار را برهم زند.

جدول ۸- نتیجه آزمون باند برای بررسی ارتباط بلندمدت قیمت‌ها در سطوح مختلف بازار پیاز

آماره t	مقدار آماره
آماره F	۹/۰۲**

** معنی داری در سطح پنج درصد

درستی جدول بررسی شود!

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی وضعیت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در بلندمدت، از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شده است. همان گونه که در جدول ۹ آمده است، ضریب عبارت تصحیح خطا برابر با ۰/۲۱- بوده و در سطح یک درصد معنی دار است. به دیگر سخن، وجود ارتباط بلندمدت بین قیمت خرده‌فروشی و قیمت‌ها در سایر سطوح بازار تأیید و ۲۱/۳ درصد از عدم تعادل بلندمدت در هر دوره از طریق تعدیل در قیمت خرده‌فروشی اصلاح می‌شود. به دیگر سخن، پس از گذشت حدود ۴/۵ هفته، هر نوع عدم تعادل برطرف می‌شود. بررسی تأثیر تغییرات قیمت در سطح عمده‌فروشی و میادین میوه و تره‌بار نشان می‌دهد

1. Chi-square
2. bound test

که رشد قیمت در میادین میوه و تره‌بار (ΔLSP)، در دوره جاری و یک دوره قبل، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت خرده‌فروشی داشته است (ضرایب $0/195$ و $0/173$). به بیان دیگر، افزایش قیمت در میادین میوه و تره‌بار بر قیمت خرده‌فروشی بلافاصله و یا با وقفه تأثیر می‌گذارد. رشد قیمت در عمده‌فروشی (ΔLWP) نیز در دوره جاری و یک دوره گذشته تأثیر مثبت معنی‌دار داشته است (ضرایب $0/081$ و $0/062$).

تغییرات منفی در قیمت سر مزرعه (ΔLFP_NEG) در برخی دوره‌ها معنی‌دار و دارای اثر متفاوت است؛ به‌ویژه، در دوره جاری و دو دوره قبل، ضرایب معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده انتقال غیرخطی اثر کاهشی قیمت سر مزرعه به خرده‌فروشی است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده (جدول ۹)، در بلندمدت، اثر افزایشی قیمت وارد الگو نشده است. به دیگر سخن، در بلندمدت، اثرات مثبت افزایش در قیمت سر مزرعه انتقال مستقیم نداشته است و از طریق دو سطح عمده‌فروشی و میادین میوه و تره‌بار به قیمت خرده‌فروشی منتقل می‌شود. کاهش نرخ رشد قیمت نیز سبب کاهش قیمت در سطح خرده‌فروشی نخواهد شد، زیرا به محض کاهش قیمت، خودداری از عرضه اتفاق می‌افتد و با کمبود عرضه، قیمت افزایش می‌یابد. وجود ضرایب متفاوت و معنی‌دار بین دوره‌های مختلف برای ΔLFP_NEG نشانه‌ای از رفتار نامتقارن انتقال قیمت در کوتاه‌مدت است. همچنین، در کوتاه‌مدت، تأثیر قوی قیمت در میادین میوه و تره‌بار و عمده‌فروشی بر خرده‌فروشی دیده می‌شود.

جدول ۹- نتایج مدل تصحیح خطای الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) برای قیمت پیاز در سطح خرده‌فروشی

متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t
جزء تصحیح خطا	COINTEQ	-۰/۲۱۳	۷/۴۶**
تغییرات قیمت خرده‌فروشی (وقفه ۱)	D(LCP(-1))	-۰/۱۴۵	-۲/۴۹*
تغییرات منفی قیمت سر مزرعه (فعلی)	D(LFP_NEG)	۰/۰۸۷	۲/۹۳**
تغییرات منفی قیمت سر مزرعه (وقفه ۱)	D(LFP_NEG(-1))	۰/۰۴۵	۱/۴۹
تغییرات منفی قیمت سر مزرعه (وقفه ۲)	D(LFP_NEG(-2))	۰/۰۷۲	۲/۳۱*
تغییرات منفی قیمت سر مزرعه (وقفه ۳)	D(LFP_NEG(-3))	-۰/۰۶۲	-۲/۰۱*
تغییرات قیمت در میادین میوه و نره‌بار (فعلی)	D(LSP)	۰/۱۹۶	۵/۴۸**
تغییرات قیمت در میادین میوه و نره‌بار (وقفه ۱)	D(LSP(-1))	۰/۱۷۳	۴/۶۱**
تغییرات قیمت عمده‌فروشی (فعلی)	D(LWP)	۰/۰۸۱	۳/۰۳**
تغییرات قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۱)	D(LWP(-1))	۰/۰۶۲	۲/۳*
تغییرات قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۲)	D(LWP(-2))	-۰/۰۵۱	-۱/۹۷*
تغییرات قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۳)	D(LWP(-3))	۰/۰۴۱	۱/۶۵
R ^۲ = ۰/۶۶ F= ۳۷/۳ DW= ۱/۹۵			

* و **، به ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده و پنج درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای برطرف کردن اثرات مقیاس، ضرایب (نهایی) استاندارد شده^۱ و کشش‌ها در میانگین^۲ در جدول ۱۰ گزارش شده است. بررسی ضرایب استاندارد شده نشان می‌دهد که دو متغیر قیمت در سطح خرده‌فروشی در دوره گذشته و تغییرات افزایشی قیمت سر مزرعه بیشترین تأثیر را بر قیمت پیاز در سطح خرده‌فروشی داشته‌اند. به دیگر سخن، در میان سطوح مختلف بازار، توجه به تغییرات قیمت در سطح خرده‌فروشی در دوره قبل و قیمت سر مزرعه در دوره جاری اثر بیشتری دارد. از سوی دیگر، اثر تغییرات افزایشی قیمت سر مزرعه از اثر تغییرات کاهش آن بزرگ‌تر و مؤثرتر است، زیرا بررسی کشش‌ها در میانگین نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در تغییرات افزایشی قیمت سر مزرعه قیمت در سطح خرده‌فروشی را ۰/۰۵۷ واحد افزایش و یک درصد تغییرات کاهشی قیمت سر مزرعه قیمت در سطح خرده‌فروشی را ۰/۰۵۲ واحد کاهش می‌دهد. این نکته به معنی انتقال نامتقارن قیمت از سطح مزرعه به خرده‌فروشی بوده و نشان‌دهنده مقاومت

1. standardized coefficients
2. elasticities at means

قیمت خرده‌فروشی به تغییرات کاهشی قیمت پیاز در سطح مزرعه است. به دیگر سخن، واکنش بازار مصرف به کاهش قیمت‌ها کندتر و ضعیف‌تر از واکنش به افزایش قیمت‌هاست، زیرا دو سطح دیگر بازار شامل میادین میوه و تره‌بار و عمده‌فروشی‌ها در برابر کاهش قیمت مقاومت می‌کنند و با کاهش در عرضه، سبب پیدایش فشار تقاضا و رشد دوباره قیمت پیاز خواهند شد.

جدول ۱۰- ضرایب استاندارد شده و کشش قیمت در سطوح مختلف بازار پیاز

متغیر	نماد متغیر	ضریب استاندارد شده	کشش در میانه
قیمت خرده‌فروشی (وقفه ۱)	LCP(-1)	۰/۶۳۸	۰/۶۴۰۹**
قیمت خرده‌فروشی (وقفه ۲)	LCP(-2)	۰/۱۴۴	۰/۱۴۴۵*
تغییر مثبت قیمت سر مزرعه	LFP_POS	۰/۶۲۸	۰/۰۵۷۷**
تغییر منفی قیمت سر مزرعه	LFP_NEG	۰/۴۴۶	-۰/۰۵۲۸**
تغییر منفی قیمت سر مزرعه (وقفه ۱)	LFP_NEG(-1)	۰/۲۷۹۹	-۰/۰۳۲۷
تغییر منفی قیمت سر مزرعه (وقفه ۲)	LFP_NEG(-2)	۰/۱۳۷۵	-۰/۰۱۵۸
تغییر منفی قیمت سر مزرعه (وقفه ۳)	LFP_NEG(-3)	-۰/۶۹	۰/۰۷۸۴**
تغییر منفی قیمت سر مزرعه (وقفه ۴)	LFP_NEG(-4)	۰/۳۲۰۷	-۰/۰۳۶*
قیمت در میادین میوه و تره‌بار	LSP	۰/۲۰۷۸	۰/۱۹۰۱**
قیمت در میادین میوه و تره‌بار (وقفه ۱)	LSP(-1)	۰/۰۲۳۹	۰/۰۲۱۹*
قیمت در میادین میوه و تره‌بار (وقفه ۲)	LSP(-2)	-۰/۱۸۲۴	-۰/۱۶۷۷**
قیمت عمده‌فروشی	LWP	۰/۰۸۴۶	۰/۰۷۷۹**
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۱)	LWP(-1)	-۰/۰۰۳۷	-۰/۰۰۲۵
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۲)	LWP(-2)	-۰/۱۱۷۹	-۱/۰۷۸**
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۳)	LWP(-3)	۰/۰۹۳۶	۰/۰۸۸۹*
قیمت عمده‌فروشی (وقفه ۴)	LWP(-4)	-۰/۰۴۲۳	-۰/۰۴
عرض از مبدأ	C	—	۰/۱۵۵۱*

* و **، به ترتیب، معنی‌داری در سطوح ده و پنج درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

از طریق بررسی آماری، نتیجه‌گیری شد که در بازار پیاز ایران، سهم تولیدکننده از قیمت نهایی پرداختی توسط مصرف‌کننده پایین بوده و بخش عمده بهای پرداختی توسط مصرف‌کننده در اختیار واسطه‌ها قرار می‌گیرد. از سوی دیگر، قیمت پیاز در سطح سر مزرعه نقش پیشرو و تعیین‌کننده در کل زنجیره تأمین دارد. این سطح قیمتی بر همه مراحل بعدی اثرگذار است، اما از آنها تأثیر نمی‌پذیرد. به دیگر

سخن، به دلیل حضور واسطه‌ها و تمرکز قدرت در بازار میانی، عملاً سهم کمتری از قیمت نهایی متوجه تولیدکنندگان می‌شود. بنابراین، از طریق افزایش بهره‌وری نهاده‌های تولیدی و کاهش هزینه‌های تولید، کاهش قیمت تمام‌شده محصول در سطح مزرعه میسر خواهد شد؛ سپس، تلفیق آن با اقداماتی در راستای تقویت جایگاه تولیدکنندگان و افزایش سهم آنها در قیمت نهایی پرداختی توسط مصرف‌کننده می‌تواند زمینه‌ساز افزایش یکپارچگی در بازار محصول و تعدیل نوسان‌های قیمتی در زنجیره عرضه محصول باشد. در راستای تقویت جایگاه تولیدکننده، می‌توان از ایجاد تعاونی‌های کشاورزی و تقویت تشکلهای مربوط و قراردادهای مستقیم با خرده‌فروشان برای افزایش سهم تولیدکننده در قیمت نهایی بهره جست که در چین و برزیل، برای محصولات تازه‌خوری مثل پیاز و گوجه‌فرنگی رایج است (Wang et al., 2022).

همچنین، نتایج پژوهش نشان داد که سطوح میانی مانند عمده‌فروشی و میدین میوه و تره‌بار از روابط متقابل برخوردارند و می‌توانند نوسان‌های قیمتی را تشدید یا تعدیل کنند. بازارهای عمده‌فروشی و میدین میوه‌تره‌بار نقش تعیین‌کننده در قیمت‌گذاری نهایی دارند و سهمی قابل‌توجه در بهای پرداختی توسط مصرف‌کننده را جذب می‌کنند. از این‌رو، توسعه بازارهای مستقیم از طریق ایجاد بازارهای محلی و فروشگاه‌های زنجیره‌ای با خرید مستقیم از تولیدکننده، انتشار منظم داده‌های قیمت در همه سطوح بازار برای افزایش آگاهی مصرف‌کننده می‌تواند در کاهش پیامدهای منفی تمرکز قدرت در بازارهای میانی مؤثر واقع شود.

همچنین، بر اساس یافته‌های پژوهش، مشخص شد که انتقال قیمت از مزرعه به خرده‌فروشی نامتقارن بوده است. افزایش‌ها سریع‌تر و کامل‌تر منتقل می‌شوند؛ و انتقال کاهش‌ها کندتر صورت می‌گیرد و با مقاومت واسطه‌ها روبه‌رو می‌شود. در مقایسه با نتایج مطالعات پیشین، چالش نامتقارنی قیمت در بازار پیاز کشور همچنان برقرار است (Karami, 2010) و محدود به یک منطقه یا استان نیست (Pishbahar & Alizadeh, 2016). واسطه‌ها (عمده‌فروشی و میدین میوه‌تره‌بار) نقشی مهم در تعدیل یا مقاومت در برابر کاهش قیمت دارند. بازار خرده‌فروشی رفتار پایدار دارد و تغییرات گذشته قیمت اثر زیادی بر قیمت جاری می‌گذارد. به دیگر سخن، نتایج این الگو نشان داد که قدرت بازار در سطوح میانی مانع از بهره‌مندی سریع مصرف‌کننده از کاهش قیمت تولیدکننده می‌شود. اگر نوسان‌های قیمت در سطح تولیدکننده (سر مزرعه) مهار نشود، در بلندمدت، به مصرف‌کننده نهایی منتقل می‌شود. افزایش قیمت سر مزرعه در بلندمدت به‌طور مستقیم منتقل نمی‌شود، بلکه از طریق واسطه‌ها (عمده‌فروشی و میدین میوه و تره‌بار) اثر خود را بر خرده‌فروشی می‌گذارد، که می‌تواند تعادل بازار را برهم زند و فشار رفاهی بر مصرف‌کنندگان ایجاد کند. از این‌رو، اقداماتی چون اعمال مقررات ضد انحصار و نظارت بر رفتار بازار در سطوح میدین میوه و تره‌بار و عمده‌فروشی‌ها برای جلوگیری از مقاومت در برابر کاهش قیمت، راه‌اندازی سامانه‌های برخط برای اعلام قیمت‌ها و حجم معاملات در میدین میوه و تره‌بار و عمده‌فروشی‌ها و جلوگیری از کاهش مصنوعی عرضه توسط واسطه‌ها (که مانع انتقال کاهش قیمت به مصرف‌کننده می‌شود) پیشنهاد می‌شود (برای نمونه، در کشور ترکیه،

قانونی در این خصوص با عنوان «تنظیم تجارت میوه‌ها و سبزی‌های تازه و بازارهای عمده‌فروشی» با هدف تنظیم معاملات عمده‌فروشی میوه و سبزی، ایجاد شفافیت در قیمت‌ها و جلوگیری از رفتارهای ضد رقابتی تنظیم و تصویب شده است (FAO, 1995)؛ از این‌رو، می‌توان از تجارب این قبیل کشورها بهره‌گیری کرد.

منابع

1. Akter, M., Acet, H., Ahmed, Z., & Majmder, A. (2021). Revisiting inflation and growth nexus in Bangladesh: an asymmetric cointegration based on Non-Linear ARDL approach. *Revista Finanzas y Política Económica*, 3(2), 371-402.
2. Baghestany, 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]
3. Bakucs, Z., Fałkowski, J., & Fertő, I. (2012). What causes asymmetric price transmission in agro-food sector? Meta-analysis perspective. 86th Annual Conference, April 16-18, 2012, Warwick University, Coventry, UK 134765, Agricultural Economics Society. DOI: 10.22004/AG.ECON.134765.
4. Balke, N. S., & Fomby, T. B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38, 627-645. DOI: 10.2307/2527284.
5. Bareith, T., Fertő, I., & Podrutzik, S. (2025). Price transmission in the Hungarian pork market. *Agricultural and Food Economics*, 13, Article Number 11. DOI: 10.1186/s40100-025-00353-x.
6. Barzegar Devin, M., Nikoukar, A., & Ejlali, F. (2025). Modeling price transfer between farm and retail in iran's horticultural market (case study of apple product). *Majlis And Rahbord*. DOI: 10.22034/Mr.2024.15822.5576. Available at https://nashr.majles.ir/article_10011_a2369958a9645eac52b58a8134e2ef5a.pdf?lang=en. [In Persian]
7. Cramon-Taubadel, S. V., & Fahlbusch, S. (1994). Identifying asymmetric price transmission with error correction models. Poster Session EAAE European Seminar in Reading.
8. FAO (1995). Decree Law on regulating fresh vegetable and fruits trading and wholesale markets (Turkey). Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), FAOLEX Database. Available at

<https://www.informea.org/en/legislation/decre-law-regulating-fresh-vegetable-and-fruits-trading-and-wholesale-markets>.

9. Fousekis, P., Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2016). Vertical price transmission in the US beef sector: evidence from the NonLinear ARDL model. *Economic Modelling*, 52, 499-506. DOI: 10.1016/j.econmod.2015.09.030.
10. Gitau, R., & Meyer, F. (2019). Spatial price transmission under different policy regimes: a case of maize markets in Kenya. *African Journal of Agricultural & Resource*, 14(1), 14-27.
11. Harshana, P. V. S., & Ratnasiri, S. (2023). Asymmetric price transmission along the supply chain of perishable agricultural commodities: a Nonlinear ARDL approach. *Journal of Economic Asymmetries*, 27, e00305. DOI: 10.1016/j.jeca.2023.e00305.
12. Hassanpour, B. (2023). Formation and development of agricultural value chains: a practical solution for enhancing efficiency of agricultural products markets. *Journal of Agricultural Economics Research*, 15(Special Issue), 76-88. [In Persian]
13. Hansen, B, Hahn, W., & Weimar, M. (1994). Determinants of the farm-to-retail milk price spread. Agriculture Information Bulletin, Report No. 693. United States Department of Agriculture (USDA), Economic Research Service, Agricultural Information Bulletins. DOI: 10.22004/ag.econ.309708.
14. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1), 215-238.
15. Jouf, C. (2020). Asymmetric price transmission along the food marketing chain: a focus on the recent price war. EconomiX Working Papers 2020-1, University of Paris Nanterre, EconomiX. Available at https://economix.fr/pdf/dt/2020/WP_EcoX_2020-1.pdf.
16. Karami, A. (2010). Price asymmetry of tomato, onion and potato in Fars province. *Agricultural Economics*, 4(3), 171-183. [In Persian]
17. Korale-Gedara¹, P., Udani¹, K., Shyamalie, H. W., & Weerahewa¹, J. (2024). Testing Asymmetry in the Vertical Price Transmission Process of the Sri Lankan Tea Market Using a Non-linear ARDL Cointegration Approach. <https://www.researchgate.net/publication/378937009>.

18. Maddah, M., Dolfan, N., & Samei, N. (2018). Testing for bubbles in the import market of some strategic agricultural commodities of Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 10(3(39), 261-276. [In Persian]
19. MAJ (2024a). Agricultural Statistics of Iran (ASI): crops, 2022-23 (Vol. 1). Ministry of Agriculture-Jahad (MAJ), Tehran. [In Persian]
20. MAJ (2024b). National Cultivation Model Program for 2022-23 cropping year. Ministry of Agriculture-Jahad (MAJ), Tehran. [In Persian]
21. Meyer, J., & Cramon-Taubadel, S. V. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*. 55(3), 581-611. DOI: 10.1111/j.1477-9552.2004.tb00116.x.
22. Naraghi, N., & Moghaddasi, R. (2022). Study on price transmission of inputs in the market of some agricultural commodities. *Agricultural Economics*, 16(3), 55-79. DOI: 10.22034/iaes.2022.550096.1916. [In Persian]
23. Nikoukar, A., Hosseini, S. S., & Dourandish, A. (2010). Price transmission model for Iranian beef industry. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 24(1), 23-32. Available at <https://www.ensani.ir/file/download/article/20120528125815-2001-3.pdf>. [In Persian]
24. Peltzman, S. (2000), Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108, 466-502.
25. Pishbahar, E., & Alizadeh, P. (2016). Vertical price transmission in the market of potato and onion (case study: Kurdistan province). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(3), 533-543. DOI: 10.22059/ijaedr.2016.60222. [In Persian]
26. Pishbahar, E., Ferdowsi, R., & Assadollahpour, F. (2019). Price Transmission in the Market of Chicken Meat: Markov-Switching Autoregressive (MSAR) models. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 50(1), 1-17. DOI: 10.22059/ijaedr.2019.35343.667474. [In Persian]
27. Rakshit, D., Paul, R. K., & Panwar, S. (2021). Asymmetric price volatility of onion in India. *Indian Journal of Agricultural Economics*, 76(2): 245-260. DOI: 10.63040/25827510.2021.02.003.

28. Ratnasiri, S., Koralagama, D., & Harshana, P. V. S. (2025). Impact of perishability on price asymmetric behavior of fresh and dried fish products: a Nonlinear ARDL approach. *Marine Resource Economics*, 40(3), 195-212.
29. Sharma, P., Meena, D. C., & Anwer, M. E. (2025). Asymmetric price transmission in perishable crops value chain: a NARDL approach. *Agribusiness*, 41(2), 588-611.
30. Srinatha, T. N., Hemanth, D. B., Praveenkumar, A., Jagadeesh, M. S., Ravi, S. C., Baruah, D., Ray, I., & Kumar, P. (2024). Asymmetric price transmission in agricultural markets: a case of chickpea's in South India. *Journal of Scientific Research and Reports*, 30(9), 685-693. DOI: 10.9734/jsrr/2024/v30i92396.
31. SCI (2024a). Average prices of selected food items in urban areas of Iran, September 2024. Statistical Center of Iran (SCI), Tehran, Iran. Available at www.amar.org.ir. [In Persian]
32. SCI (2024b). General census of population and housing. Statistical Center of Iran (SCI), Tehran, Iran. Available at www.amar.org.ir. [In Persian]
33. Tripathi, A. K., & Mishra, A. K. (2025). Wheat export restriction and effects on India's domestic prices: a Nonlinear ARDL modeling approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 50(2), 388-405. DOI: 10.22004/ag.econ.349179.
34. Vavra, P., & Goodwin, B. (2005). Analysis of price transmission along the food chain. OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers, No. 3, OECD Publishing, Paris. DOI: 10.1787/752335872456.
35. Wang, J., Huo, Y., Guo, X., & Xu, Y. (2022). The pricing strategy of the agricultural product supply chain with farmer cooperatives as the core enterprise. *Agriculture*, 12(5), 732. DOI: 10.3390/agriculture12050732.
36. Xia, T., & Li, X. (2010). Consumption inertia and asymmetric price transmission. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 35(2), 209-227. Available at <http://www.jstor.org/stable/41960514>.
37. Zheng, P., & Zheng, X. (2023). Price volatility transmission of perishable agricultural products: evidence from China. *Economic Research [Ekonomika Istraživanja]*, 36(1), 2180058, DOI: 10.1080/1331677X.2023.2180058.