

## تحلیل کارایی قیمتی در سطح‌های بازار رقم‌های گیلاس (مطالعه موردی شهرستان ارومیه)

اتابک کاظم پور کهریز، حامد رفیعی، سید صفدر حسینی<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۴

### چکیده

کشور ایران از جمله سه کشور برتر تولیدکننده گیلاس در جهان، نقش تعیین‌کننده‌ای در فرایند تشکیل قیمت این محصول در بازار جهانی دارد. از آنجایی که چگونگی انتقال قیمت محصول‌های کشاورزی و تغییرهای آن‌ها از جمله مهم‌ترین شاخص‌های سنجش عملکرد بازار و تخصیص منابع در اقتصاد به شمار می‌رود، این تحقیق به بررسی چگونگی انتقال قیمت محصول گیلاس در سطح‌های عمده‌فروشی-خرده‌فروشی (اطلاعات هفتگی دوره زمانی ۸۶ تا ۹۷) در سطح کشور ایران پرداخته است. همچنین نظر به توان بالقوه (پتانسیل) بالای شهرستان ارومیه در زمینه تولید و صادرات این محصول، انتقال قیمت بین رقم‌های گیلاس تک‌دانه و خوشه‌ای (داده‌های مرکب دوره زمانی ۹۳ تا ۹۷) این شهرستان نیز مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته و همانند سطح‌های عمده-خرده‌فروشی گیلاس به منظور دستیابی به نتایج مورد نظر از الگوی تصحیح خطا با رویکرد انگل-گرنجر و بسته نرم‌افزاری شازم استفاده شد. نتایج نشان داد که در سطح‌های عمده‌فروشی-خرده‌فروشی گیلاس در سطح کشور انتقال قیمت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن بوده است. از این رو پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاری‌های مبتنی بر تنظیم بازار در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌ها یکسان برنامه‌ریزی نشوند. به عبارتی در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌ها انتخاب اثرگذاری ابزارهای سیاستی باید مبتنی بر توجه به این عدم تقارن در بلندمدت باشد. در مورد انتقال قیمت گیلاس در سطح‌های رقم‌های خوشه‌ای-تک‌دانه نیز در کوتاه‌مدت انتقال قیمت متقارن ولی در بلندمدت نامتقارن بوده است. به عبارتی تعدیل‌های کاهش قیمت از گیلاس خوشه‌ای به گیلاس تک‌دانه سریع‌تر از تعدیل‌های افزایشی آن انتقال می‌یابند. بر این مبنی می‌توان به این جمع‌بندی و پیشنهاد رسید که در کوتاه مدت برنامه‌ریزی سیاست‌گذاری‌های مبتنی بر تنظیم بازار در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌های گیلاس خوشه‌ای منجر به نتایج یکسانی در بازار گیلاس تک‌دانه شده و لذا نیازی به سیاست‌گذاری متفاوت برای تنظیم قیمت‌ها در دو بازار گیلاس تک‌دانه و خوشه‌ای نخواهد بود.

طبقه‌بندی JEL: Q13, L11, M30

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، گیلاس تک‌دانه، گیلاس خوشه‌ای، الگوی تصحیح خطا

<sup>۱</sup> به ترتیب: دانشجوی دکتری، استادیار (نویسنده مسئول) و استاد دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی،

دانشگاه تهران، تهران، ایران

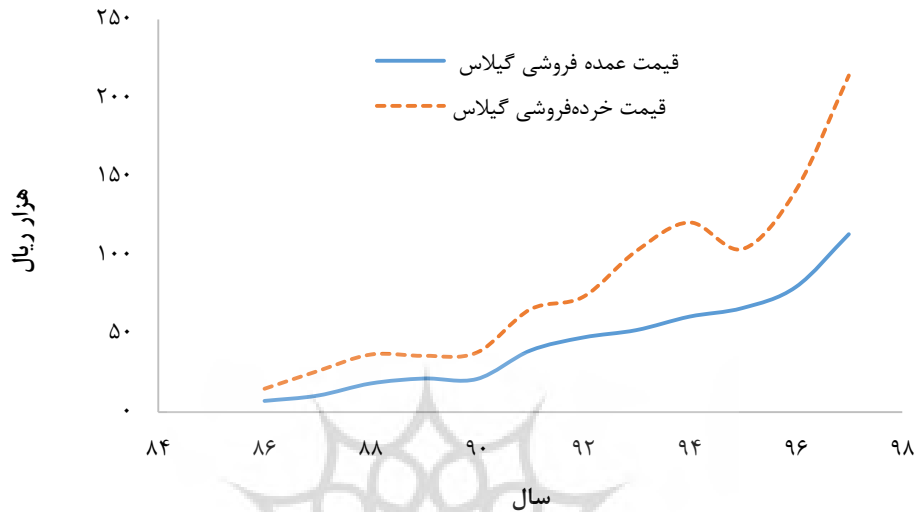
## مقدمه

در جهان پیشرفته (مدرن) امروزی، وابستگی متقابل بین اقتصاد کشورهای مختلف وجود داشته و به سختی می‌توان کشوری پیدا کرد که اقتصادی بسته داشته باشد. به عبارت دیگر اقتصادهای جهان با یکدیگر ارتباط دارند اما درجه باز بودن اقتصاد از یک کشور به کشور دیگر متفاوت است (Vijayasri, 2013). یکی از راه‌های دستیابی به بازارهای جهانی در کشورهای در حال گذار، توسعه صادرات محصول‌های غیرنفتی به‌ویژه محصول‌های کشاورزی است که بدون توجه به ساختار بازار کالاهای صادراتی به دست نمی‌آید (Sadeghi et al, 2011). بخش کشاورزی به عنوان یکی از محرک‌های اصلی رشد اقتصادی، پیش‌شرط توسعه اقتصادی کشورها بوده و تا هنگامی که بازدارنده‌های توسعه این بخش برطرف نشود، دیگر بخش‌ها نیز به رشد و توسعه دست نخواهند یافت (Barkhordar and Mohammadinejad, 2018). از این‌رو شناسایی رفتار تعیین قیمت در بازارهای محصول‌های کشاورزی به عنوان یکی از مباحث‌های اصلی و مهم در زمینه پژوهش‌های بازرگانی مطرح است، زیرا که نوع ساختار بازار (رقابتی و غیررقابتی) با تأثیر بر تولید و قیمت محصول‌های کشاورزی، در نهایت بر سودمندی‌های گروه‌های ذینفع مختلف جامعه اثر می‌گذارد. به عبارتی فعالان بازار به منظور بیشینه کردن سودمندی‌های خود نیازمند دستیابی به اطلاعات کافی در زمینه ساختار بازار و رفتار قیمتی در سطح‌های مختلف بازاریابی هستند (Barikani and Amjadi, 2016). علاوه بر مطالعه ساختار بازار محصول‌های کشاورزی، چگونگی فرایند انتقال قیمت در سطوح مختلف بازاری محصول‌های کشاورزی نیز باید بررسی و ارزیابی شود، چراکه یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های اثرگذار بر رفاه تولیدکنندگان، عامل‌های بازاریابی و مصرف‌کنندگان به شمار آید.

در کشور ایران بخش کشاورزی به‌واسطه نقش مهم و تعیین‌کننده‌ای که در تولید محصول و فرآورده‌ها و کالاهای اساسی و راهبردی دارد، همواره به عنوان یکی از بخش‌های اصلی اقتصادی کشور مطرح بوده است. به طوری که بر مبنای آمار و ارقام ارائه شده، این بخش ۱۱/۶ درصد تولید ناخالص ملی، ۱۹ درصد از اشتغال، ۸۵ درصد نیازهای غذایی و ۲۰ درصد صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است (Statistical Center of Iran, 2020). همچنین نظر به اهمیتی که تولیدهای این بخش در تأمین نیاز غذایی جامعه دارند، ایجاد و توسعه امنیت غذایی یکی از

## تحلیل کارایی قیمتی... ۵۵

جهت‌گیری‌های اقتصاد مقاومتی کشور بوده است. در بین محصول‌های کشاورزی کشور، گیلان به عنوان یکی از منابع بسیار مهم برای ایجاد درآمد ارزی، مبادله‌های تجاری و ایجاد اشتغال، از اهمیت بسزایی برخوردار بوده است. در سال ۱۳۹۹ میزان تولید گیلان در جهان حدود ۲۶۰۹ هزار تن بوده است که در این بین کشور ایران با تولید ۱۶۴ هزار تن گیلان (۶/۲۹ درصد تولید جهان)، پس از کشورهای ترکیه و آمریکا در رده سوم کشورهای برتر تولیدکننده این محصول در جهان قرار گرفته است (FAO, 2020). در بین منطقه‌های مختلف تولیدکننده گیلان در سطح کشور، شهرستان ارومیه در استان آذربایجان غربی به لحاظ داشتن شرایط آب و هوایی مساعد و وجود خاک حاصلخیز از جمله قطب‌های مهم کشور در زمینه تولید و صادرات گیلان (بویژه گیلان تک‌دانه) به شمار می‌آید. به طوری که از حیث صادرات گیلان تک‌دانه، شهرستان ارومیه (دشت کهریز) با ۲۵۰۰ هکتار و سعت، قابلیت تولید ۵۰ هزار تن گیلان صادراتی را دارد (Agricultural Province, 2020 Jihad Organization of West Azerbaijan). به رغم جایگاه ممتاز و سهم بالای کشور در زمینه تولید محصول گیلان، طبیعت عرضه فصلی این محصول همانند بسیاری از محصول‌های تولیدی در بخش کشاورزی، اثرهای پرشماری را در بازار برجای می‌گذارد که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به نوسان‌های قیمت در فصل‌های مختلف اشاره کرد. نبود نظام قیمت‌گذاری مشخص، قیمت‌گذاری سنتی، بی‌ثباتی بازار و نوسان‌های قیمتی در سطوح مختلف بازار، همواره از مسئله‌های موجود در بازار این محصول بوده است (Kazem puor, 2019). بررسی و ارزیابی‌های بسیاری نشان داده شده است که بهره‌برداران کشاورزی به علت‌های گوناگونی همچون نبود زمینه‌های کنترل بر عامل‌های جوی، آفات و بیماری‌ها و وضعیت بازار عرضه و تقاضای محصول‌ها و نهاده‌ها با ریسک روبه‌رو هستند (Torkamani and Hardaker, 1996. Torkamani, 1996). در این بین محصول گیلان نیز همانند دیگر محصول‌های کشاورزی از این ریسک مستثنی نبوده و بازار آن تأثیرپذیر ریسک موجود خواهد بود. نوسان‌های موجود در تولید و صادرات گیلان از علت‌های مؤثر بر قیمت این محصول می‌باشد. نمودار (۱) قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گیلان ایران را طی دوره‌ی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۷ نشان می‌دهد.



نمودار (۱) قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گیلاس ایران  
**Figure (1) Iranian cherry wholesale and retail prices**  
**(Central Bank of the Islamic Republic of Iran, 2021)**

همان‌طور که در نمودار (۱) ملاحظه می‌شود قیمت‌های عمده و خرده‌فروشی گیلاس ایران طی دوره ۹۷-۱۳۸۶ با نوسان‌هایی همراه بوده است. به‌طوری‌که قیمت عمده‌فروشی گیلاس در سه سال نخست ثابت بوده و در سال ۱۳۹۱ روند صعودی در پیش گرفته و در ادامه دوباره روند به نسبت ثابتی در پیش گرفته و در نهایت در سال‌های ۱۳۹۷ بار دیگر افزایش یافته است. قیمت خرده‌فروشی گیلاس نیز طی سال‌های ۸۹-۱۳۸۶ روندی همانند قیمت عمده‌فروشی داشته ولی در سال‌های بعد نوسان‌های آن به مرور شدیدتر از قیمت عمده‌فروشی بوده و تغییرهای بیشتری داشته است. افزایش قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گیلاس ایران در سال‌های اخیر را می‌توان به کاهش تولید این محصول در کشور نسبت داد که به دلیل تکانه (شوک)های تصادفی و پیش‌بینی ناپذیر ناشی از شرایط آب و هوایی (رخداد سرمازدگی زودرس بهاره) به وجود آمده است (Kazem puor, 2019). همان‌گونه که بیان شد، ناکارآمد بودن نظام بازاریابی محصول‌های کشاورزی از جمله چالش‌های اساسی بخش کشاورزی کشور به شمار می‌آید. نوسان و بی‌ثباتی قیمت محصول‌های کشاورزی به

## تحلیل کارایی قیمتی... ۵۷

علت‌هایی چون فصلی بودن، فسادپذیری، نوسان‌هایی تولید ناشی از شرایط آب و هوایی، پایین بودن کشش قیمتی عرضه و تقاضا، بازار غیررقابتی و بالا بودن حاشیه بازاریابی از جمله شاخص‌های اصلی ناکارآمدی بازاریابی محصول‌های این بخش است. در بین شاخص‌های اصلی تأثیرگذار بر کارایی بازار محصول‌های کشاورزی، قیمت محصول‌های کشاورزی از جمله مهم‌ترین ابزارهای تخصیص منابع در اقتصاد ملی، نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد کشاورزی کشورها دارد. بنابر شواهد موجود قیمت محصول‌های کشاورزی در قیاس با دیگر کالاها نوسان‌های بیشتری دارا بوده است که در این بین بر هم خوردن تعادل میان عرضه و تقاضا از اصلی‌ترین علت‌های وجود این نوسان‌ها بوده و شدت و ضعف آن به میزان تغییرپذیرهای عامل‌های مؤثر بر عرضه و تقاضا وابسته است. قیمت‌ها همچنین به عنوان مهم‌ترین عامل در تعیین سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان و صادرکنندگان کالاها کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان به شمار می‌آیند. افزون بر این، ارتباط بین قیمت‌ها در سطح‌های تولیدکننده و مصرف‌کننده، شاخصی از کارایی بازار و در نتیجه رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان ایجاد می‌کند که از دیدگاه سیاست‌گذاری اهمیت بسزایی دارد. به عبارتی تجزیه و تحلیل قیمت کالاها کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاست‌گذاری دارای اهمیت فراوانی است. به طوری که بسیاری از اقتصاددانان کشاورزی از دیرباز فرایند انتقال قیمت در ساختار بازارهای مرتبط و سطح‌های مختلف محصول‌های کشاورزی را مورد توجه و ارزیابی قرار داده‌اند (Frigon, 1999, Gauthier and Zapata, 2001, Hosseini et al, 2010).

به طور کلی عامل‌هایی مانند ویژگی‌های کالا، تمرکز بازار، انتظارات قیمتی، سیاست‌های دولت و سازمان‌دهی کارگزاران اقتصادی، از عامل‌هایی هستند که موجب انتقال نامتقارن قیمت می‌شوند (Hosseini and Nikokar, 2006). انتقال نامتقارن به این معنی است که انتقال قیمت از یک بازار به بازار دیگر (از یک مرحله بازاریابی به مرحله دیگر) بسته به اینکه قیمت‌ها در حال افزایش باشد یا کاهش، متفاوت است (Meyer and Von Cramon, 2004). از این رو، در تحلیل انتقال قیمت در سطح‌های مختلف باید افزایش و کاهش قیمت‌ها مورد توجه قرار گیرند. در صورتی که فرآیند انتقال قیمت متقارن نباشد ممکن است مصرف‌کنندگان آن‌گونه که انتظار می‌رود از روند اصلاح‌های سیاست‌گذاری در کشاورزی بهره‌مند نشوند. لذا، توزیع رفاه در شرایط انتقال نامتقارن قیمت در مقایسه با حالت متقارن متفاوت خواهد بود. بررسی انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی بیانگر این

موضوع است که در بسیاری از بازارها انتقال نامتقارن قیمت از سر مزرعه به خرده‌فروشی وجود داشته و افزایش قیمت سر مزرعه سریع‌تر از کاهش قیمت‌ها به خرده‌فروشی منتقل می‌شود. این پدیده موجب می‌شود که در هنگام افزایش قیمت‌های سر مزرعه، قیمت‌های خرده‌فروشی به سرعت افزایش یافته و در نتیجه آن حاشیه بازار که برابر است با اختلاف قیمت سر مزرعه و خرده‌فروشی، افزایش یابد (Barikani and Amjadi, 2016). بنابراین در حالت نبود تقارن در انتقال قیمت‌ها، افزایش حاشیه بازار با ایجاد سودهایی برای عامل‌های بازاریابی، رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان محصول‌های کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر همین مبنی آگاهی از چگونگی انتقال قیمت بین سطح‌های مختلف بازار می‌تواند تعیین‌کننده ساختار بازار محصول‌های کشاورزی باشد و در سیاست‌گذاری‌ها مورد استفاده قرار گیرد.

ارزیابی‌های مختلفی در خارج و داخل کشور به بررسی انتقال قیمت بین سطح‌های مختلف بازاری محصول‌های کشاورزی پرداخته‌اند که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به نتایج بررسی‌های زیر اشاره کرد. (Minor (2010) با استفاده از داده‌های ماهانه (۲۰۰۷ ژانویه تا ۲۰۰۸ ژانویه) و الگوی تصحیح خطا، انتقال قیمت مواد غذایی جهان به بازارهای ۱۲ کشور آفریقایی را مورد بررسی قرار داد. محصول‌های منتخب وی در این شامل ذرت، برنج و گندم بود. نتایج بررسی‌ها نشان داد که در مورد ذرت و گندم انتقال قیمت‌های جهانی به بازار کشورهای آفریقایی منتخب به صورت نامتقارن و در مورد محصول برنج انتقال قیمت‌ها به صورت متقارن بوده است.

(Bor et al (2014) با استفاده از الگوی تصحیح خطا به بررسی انتقال قیمت محصول شیر بین سطح‌های سر مزرعه و خرده‌فروشی در کشور ترکیه پرداختند. نتایج بررسی‌ها نشان داد که انتقال قیمت شیر از سر مزرعه به خرده‌فروشی نامتقارن بوده است، بدین معنی که افزایش قیمت‌های سر مزرعه سریع‌تر از کاهش قیمت‌ها به خرده‌فروشی منتقل می‌شود. (Wang et al (2018) با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR)، به عنوان یک رهیافت غیرخطی در تحلیل دوره‌های زمانی که با در نظر گرفتن یک یا چند آستانه تغییرپذیری‌های نامتقارن فرا سنج (پارامتر)‌های الگو را با یک انتقال ملایم ارزیابی کند، انتقال قیمت نامتقارن از ذرت به گوشت خوک در کشور چین را بررسی و ارزیابی کردند. نتایج بررسی‌ها نشان داد که ارتباط قیمتی میان ذرت و گوشت خوک غیرخطی

## تحلیل کارایی قیمتی... ۵۹

بوده و الگوی انتقال ملایم در بررسی ارتباط میان قیمت این دو کالا مناسب است. در پژوهش دیگر (Barboza et al (2020) الگوی انتقال قیمت در بازار برنج کشور ایتالیا را برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ بررسی کردند. در این پژوهش به منظور دستیابی به هدف‌های تعیین شده از روش STAR (نوعی از الگوهای پویا) استفاده شده است. نتایج نشان داد که قیمت عمده‌فروشی برنج در ایتالیا به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر تغییرپذیری‌های بین‌المللی قیمت برنج و همچنین تغییرپذیری‌های قیمت برنج رقم آربوریو (نوعی برنج دانه کوتاه که به‌طور عمده در منطقه آربوریو در ایتالیا کشت می‌شود) بوده است. همچنین نتایج نشان داد که یک رفتار غیرخطی در انتقال قیمت برنج در کشور ایتالیا وجود دارد. (et al Deb (2020) انتقال قیمت عمودی در زنجیره تأمین محصول برنج در کشور بنگلادش را با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) بررسی کردند. نتایج بررسی رابطه بلندمدت در بین سطح‌های مورد ارزیابی با استفاده از آزمون جوهانسون جوسلیوس نشان داد که یک رابطه بلندمدت تعادلی بین قیمت‌های سر مزرعه، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی وجود دارد. نتایج نشان داد که انتقال قیمت بین سطح‌های مختلف برنج در بنگلادش، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت از نوع نامتقارن بوده است و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان این محصول در کشور بنگلادش را تحت تأثیر قرار داده است.

از جمله ارزیابی‌های صورت گرفته در رابطه با بررسی انتقال قیمت در داخل می‌توان به بررسی‌های (Farajzadeh and Esmaily (2010) اشاره کرد که به بررسی الگوی انتقال قیمت میان بازار جهانی و بازار داخلی پسته ایران در طول دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۱ پرداختند. بررسی رابطه علی میان قیمت داخلی و قیمت جهانی پسته نشان داد که رابطه علی دوسویه و بلندمدت بین متغیرهای قیمت داخلی و خارجی این محصول وجود داشته است. همچنین نتایج بدست‌آمده از تحلیل داده‌های دوره زمانی گویای آن بود که در بلندمدت الگوی انتقال قیمت بین قیمت داخلی و قیمت خارجی پسته متقارن بوده است. در مقابل ارزیابی انتقال قیمت کوتاه‌مدت بین دو سطح نشان داد که الگوی انتقال قیمت در کوتاه‌مدت نامتقارن بوده و کاهش قیمت در هر بازار سریع‌تر از افزایش قیمت به بازار دیگر منتقل می‌شود. (Barikani and Amjadi (2016) با استفاده از رهیافت الگوی تصحیح خطا به بررسی رفتار انتقال قیمت بازار مرکبات در سطح‌های تولیدکننده، عمده‌فروش و خرده‌فروش پرداختند. نتایج نشان داد که در طول دوره مورد بررسی به استثناء پرتقال که در بلندمدت بین سطح‌های

عمده‌فروشی-تولیدکننده آن انتقال متقارن وجود داشت، در مورد سایر سطوح مورد بررسی انتقال قیمت از نوع نامتقارن بوده است. همچنین در مورد محصول نارنگی انتقال متقارن بین سطوح خرده‌فروش - عمده‌فروش و عمده‌فروشی - تولیدکننده ملاحظه شد.

(Rostami et al (2018) در ارزیابی‌های خود با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت شیر از فروردین ۱۳۸۲ لغایت آذر ۱۳۹۴ به بررسی انتقال قیمت در بازار شیر ایران پرداختند. در این تحقیق الگوی هوک به‌عنوان الگوی سنتی و الگوی تصحیح خطای برداری مارکف سوئیچینگ به‌عنوان الگوی نوین برآورد شد. نتایج نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین مجموع ضریب‌های متغیرهای افزایشی و کاهش‌ی وجود داشته است که این مهم نشان‌دهنده‌ی انتقال قیمت نامتقارن در بازار شیر ایران است. (Pishbahar et al (2019) با استفاده از آمار هفتگی قیمت مرغ در کشتارگاه و قیمت جوجه یک‌روزه و قیمت کنجاله سویا چگونگی انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ در ایران را در فاصله سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۱ بررسی کردند. نتایج به دست آمده از برآورد الگوهای آستانه‌ای یا مارکف سوئیچینگ با سه روند (کاهش قیمت، کاهش ملایم قیمت و افزایش قیمت) و دو وقفه نشان داد که همه‌ی متغیرهای مورد بررسی معنی‌دار بوده و انتقال قیمت نامتقارن است.

در پژوهشی دیگر (Ehsany and Bakhshoodeh (2020) با استفاده از داده‌های ماهانه به بررسی انتقال قیمت عمودی بین سطح‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی حبوبات در استان فارس طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۹۵ پرداختند. در این ارزیابی‌ها به منظور بررسی الگوهای انتقال قیمت از روش تصحیح خطا با شکست ساختاری استفاده شد. نتایج نشان داد در کوتاه‌مدت برای نخود ریز و عدس درشت، انتقال قیمت نامتقارن و برای نخود درشت و عدس ریز متقارن است. همچنین در بلندمدت انتقال قیمت از سطح خرده‌فروشی به عمده‌فروشی نخود و سطح عمده‌فروشی به خرده‌فروشی عدس نامتقارن است. (Shokoohi et al (2021) با بررسی اثر نامتقارن قیمت ذرت بر قیمت گوشت مرغ در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه بین سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۹۸ نشان دادند که میزان آستانه‌ای قیمت گوشت مرغ برابر ۲۸۸۰۰ تومان بوده و تأثیر قیمت ذرت پس از گذار از رژیم اول و میزان آستانه‌ای، افزایش چشمگیری خواهد داشت. لذا پیشنهاد شد که پیش از در پیش گرفتن هرگونه سیاستی دولت باید ارتباط بین قیمت ذرت و گوشت مرغ را با توجه به میزان آستانه‌ای تعیین کرده



## تحلیل کارایی قیمتی... ۶۱

و آن‌گاه با اعمال مداخله‌هایی مانند سیاست‌های ارزی و تجاری اقدام به ایجاد ثبات قیمتی در بازار نهاده ذرت کند.

نظر به توان بالقوه (پتانسیل) بالای کشور (به‌ویژه شهرستان ارومیه) در زمینه تولید و صادرات محصول گیلاس به لحاظ داشتن شرایط آب و هوایی مساعد و همچنین اهمیت بسزای این رشته فعالیت در ایجاد اشتغال و درآمد مناسب برای تولیدکنندگان این محصول، با توجه به اینکه تاکنون ارزیابی جامعی در رابطه با بررسی انتقال قیمت در سطح‌های مختلف گیلاس در داخل کشور صورت نگرفته است، مطالعه حاضر بر آن است که انتقال قیمت گیلاس را در سطح‌های عمده‌فروش - خرده‌فروش در سطح کشور و بین دو رقم تک‌دانه و خوشه‌ای را در سطح شهرستان ارومیه مورد بررسی قرار دهد تا با انتخاب سیاست‌گذاری مناسب در جهت تنظیم قیمت‌ها، اقدام به کارا کردن بازار این محصول کند. چراکه تعیین نوع انتقال قیمت بین سطح‌های مختلف نقش بسزایی در انتخاب و ارتقاء کارایی انتقال ابزارهای سیاسی دارد. به طوری که در شرایط انتقال قیمت متقارن، برنامه‌ریزی سیاست‌گذاری‌های مبتنی بر تنظیم بازار در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌ها منجر به نتایج یکسانی در بازار محصول مورد نظر شده و لذا نیاز به سیاست‌گذاری متفاوت برای تنظیم قیمت‌ها در دو بازار گیلاس تک‌دانه و خوشه‌ای نخواهد بود.

## مواد و روش‌ها

### ۱- بررسی ایستایی

پیش از برآورد الگوی اقتصادسنجی برای آزمون تصحیح خطا باید آزمون ایستایی هر یک از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش، بررسی شده و آزمون هم‌جمعی متغیرها انجام شود و در صورت همخوانی نتایج آزمون با شرایط الگوهای تصحیح خطا، الگوهای انتقال قیمت برآورد شود. در پژوهش به منظور بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در الگو از روش دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شد (Noferesty, 2016).

### ۲- هم‌انباشتگی

مفهوم هم انباشتگی به معنای وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای هم انباشته است و با آزمون ایستایی پسماند ناشی از ترکیب خطی متغیرهای نا ایستا سنجیده می‌شود. به عبارت دیگر، هم انباشتگی ارتباط واقعی میان متغیرهای نا ایستا را نشان می‌دهد. بر این مبنای، چنانچه دوره‌های زمانی نا ایستا، باشد و پسماند ناشی از ترکیب خطی ایستا باشد، دو متغیر هم انباشته خواهند بود و در نتیجه یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین این دو متغیر وجود خواهد داشت معروف‌ترین و متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده برای بررسی هم انباشتگی یا همگرایی متغیرها، روش‌های انگل-گرنجر و جوهانسن-جوسلیوس می‌باشند.

#### ۱-۲- روش انگل-گرنجر

در این تحقیق برای بررسی رابطه‌ی علی بین قیمت ارقام گیلاس تک‌دانه-خوشه‌ای و همچنین قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گیلاس از روش انگل گرنجر استفاده شده است. در واقع این روش معیاری برای تعیین رهبری قیمت در بازار نیز خواهد بود. بدین منظور در آغاز با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، وضعیت ایستایی متغیرهای مورد بررسی تعیین و پس از کسب اطمینان از نا ایستا بودن متغیرهای مورد بررسی، رابطه بلندمدت بین دو متغیر با استفاده از آزمون ایستایی پسماند ناشی از برآورد الگوی خطی، مشخص می‌شود. بر این اساس چنانچه پسماند ناشی از این برآورد ایستا باشد، بین دو متغیر رابطه‌ی بلندمدت برقرار است (Engel and Granger, 1987).

#### ۲-۲- روش جوهانسن-جوسلیوس

در بررسی ارتباط بین دوره‌های زمانی هنگامی که بیش از دو متغیر در یک رابطه رگرسیونی قرار گیرند باید احتمال وجود رابطه بین متغیرهای مختلف بررسی شود. چراکه در چنین حالتی امکان وجود بیش از یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. در این حالت آزمون انگلی - گرنجر که توانایی شنا سایی بیش از یک رابطه بلندمدت را ندارد، روش مناسبی نیست و به جای آن از روش جوهانسون جوسلیوس استفاده می‌شود که دارای چنین قابلیت می‌باشد. در این آزمون به جای استفاده از روش حداقل مربعات معمول (OLS)، از روش حداکثر درستنمایی (ML) استفاده می‌شود که مبتنی بر رابطه بین رتبه ماتریس و ریشه‌های مشخصه آن است. در این روش با استفاده از دو آماره اثر و بیشترین مقدار ویژه، در مورد تعداد رابطه‌های بلندمدت داوری می‌شود. در استفاده از

### تحلیل کارایی قیمتی... ۶۳

روش جوهانسون و وضعیت متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند در الگو باید مشخص شود. از آنجایی که فرآیند تولید داده‌ها نامعلوم است باید حالت‌های مختلف ارزیابی شوند و با مقایسه حالت‌های مختلف الگوی مطلوب تعیین شود. (Johansen, 1995).

### ۳- الگوی انتقال قیمت بین قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گیلان

برای بررسی چگونگی انتقال قیمت از قیمت عمده‌فروشی گیلان به قیمت خرده‌فروشی، الگوی تصحیح خطا با رویکرد انگل-گرنجر (ECM-EG) با استفاده از داده‌های مربوط به قیمت‌ها برآورد شد. رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت عمده‌فروش و قیمت خرده‌فروشی گیلان به صورت رابطه (۸) بیان می‌شود:

$$RP_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^{L_1} \alpha_{fp,i} FP_t + \sum_{i=1}^{L_2} \alpha_{rp,i} RP_t + Z_{rf,t} + \varepsilon_{rf,t} \quad (8)$$

که در آن قیمت عمده‌فروش و قیمت خرده‌فروشی گیلان و  $\varepsilon_{rf,t}$  جمله خطای الگو می‌باشد. معادله تعدیل قیمتی کوتاه‌مدت بر مبنای الگوی تصحیح خطا به شکل رابطه (۹) می‌باشد:

$$RP_t - \mu_0 = \sum_{i=1}^{L_1} \alpha_{fp,i} (FP_t - FP_{t-i}) + \sum_{i=1}^{L_2} \alpha_{rp,i} (RP_t - RP_{t-i}) + Z_{rf,t} - Z_{rf,t-1} + \varepsilon_{rf,t} \quad (9)$$

در معادله بالا  $Z_{rf,t} - Z_{rf,t-1}$  است.  $\alpha_{rp}$  و  $\alpha_{fp}$  گذارده‌های کوتاه‌مدت تغییر در  $RP$  و  $FP$  را اندازه‌گیری می‌کنند. سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. نوع تعدیل قیمتی نامتقارن معادله (۹) به صورت زیر است:

$$RP_t - \mu_0 = \sum_{i=1}^{L_1} \alpha_{fp,i} (FP_t - FP_{t-i}) + \sum_{i=1}^{L_2} \alpha_{rp,i} (RP_t - RP_{t-i}) + Z_{rf,t} - Z_{rf,t-1} + \varepsilon_{rf,t} \quad (10)$$

معادله بالا به دو بخش جداسازی شده است. بخشی با علامت مثبت روی فراسنجه‌ها (پارامترها) و متغیرها که مربوط به زمان افزایش قیمت‌ها می‌باشد و بخش دیگر با علامت منفی که با کاهش

قیمت‌ها مرتبط است. به عبارت دیگر  $fp$  برای هنگامی که  $FP_{t,i} = 0$  است، به کار می‌رود و  $\mu_{fp}$  برای هنگامی که  $RP_{t,i} = 0$  است، به کار می‌رود.  $fp$  نشان‌دهنده‌ی  $FP_{t-i} = 0$  و  $\mu_{fp}$  نشان‌دهنده‌ی  $RP_{t,i} = 0$  می‌باشد. برای وقفه‌ی اول مقدارهای مثبت جزء اخلاص،  $rf,t = 1$  و برای  $rf,t = 0$  تعریف شده است.

#### ۴- الگوی انتقال قیمت بین رقم تک‌دانه و خوشه‌ای

ارزیابی چگونگی انتقال قیمت بین قیمت گیلان رقم تک‌دانه و خوشه‌ای بخشی از هدف اصلی این پژوهش می‌باشد. برای دستیابی به این هدف، در آغاز الگوی تعادلی بلندمدت بین قیمت گیلان تک‌دانه و قیمت گیلان خوشه‌ای به صورت رابطه (۱۱) بیان می‌شود:

$$TP_{t,i} = 0 \quad 1 \quad KhP_{t,wf,t} \quad (11)$$

در این الگو  $TP_{t,i}$  قیمت یک کیلوگرم گیلان تک‌دانه و  $KhP_{t,wf,t}$  قیمت یک کیلوگرم گیلان خوشه‌ای است. متغیر  $rf,t$  جزء اخلاص هم‌انباشته در رابطه بلندمدت متغیرهای الگو می‌باشد که رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو نیز از این قسمت استخراج می‌شود. با استفاده از اجزای اخلاص الگوی (۳-۴۲)، الگوی اقتصادسنجی انتقال قیمت بین قیمت گیلان رقم تک‌دانه و خوشه‌ای برای آزمون تصحیح خطا به شکل رابطه (۱۲) تصریح می‌شود:

$$TP_{t,i} = 0 \quad M_1 \quad fp \quad KhP_{t,i} \quad M_2 \quad wp \quad TP_{t,i} \quad Z_{wf,t,1} \quad (12)$$

$$M_1 \quad fp \quad KhP_{t,i}^- \quad M_2 \quad wp \quad \Delta TP_{t,i} \quad Z_{wf,t,1} \quad ti$$

در الگوی (۱۲) تغییرپذیری‌های قیمت گیلان تک‌دانه تابعی از افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت گیلان خوشه‌ای و وقفه‌ی میزان‌های منفی و مثبت جزء اخلاص هم‌انباشته است.  $TP_{t,i}$  نشان‌دهنده‌ی  $TP_{t,i} = 0$  و  $TP_{t,i} = 0$  نشان‌دهنده‌ی  $TP_{t,i} = 0$  می‌باشد. برای وقفه‌ی اول مقادیر مثبت جزء

## تحلیل کارایی قیمتی... ۶۵

اخلال،  $(0 \leq TK_{h,t-1})$  و برای وقفه اول میزان های منفی جزء اخلال  $(0 \leq TK_{h,t-1})$  به کار رفته است. دیگر متغیرها نیز پیشتر تعریف شده اند.

### ۵- آزمون ارزیابی انتقال قیمت

به منظور بررسی انتقال قیمت در بلندمدت، با استفاده از آزمون تصحیح خطا، باید فرضیه برابر بودن ضریب های اجزای خطای جداسازی شده، با استفاده از آماره  $F$  مورد آزمون قرار گیرد. بدین منظور، پس از برآورد الگو، آزمون والد برای تعیین انتقال قیمت متقارن یا نامتقارن به کار برده می شود که فرضیه صفر این آزمون در هر یک از الگوها معادل انتقال متقارن قیمت است. با توجه الگوهای انتقال قیمت گیلان بیان شده در قسمت های پیش، فرض  $H_0$  آن ها به صورت رابطه (۱۳) بیان می شود:

$$H_0 :$$

(۱۳)

نخستین عبارت از فرضیه صفر (۱۳) بیان می کند که هرگونه انحراف مثبت و یا منفی از رابطه بلندمدت بین قیمت خرده فروشی و قیمت عمده فروشی الگو، اثر یکسان و متقارنی بر تغییرپذیری های قیمت خرده فروشی دارد. عبارت های دوم فرضیه، وجود این اثر متقارن را بین قیمت گیلان تکدانه و قیمت گیلان خوشه ای را نشان می دهد. در بررسی ادبیات انتقال قیمت بیان شد که در الگوهای تصحیح خطا نمی توان تقارن در بزرگی انتقال قیمت را آزمون کرد اما تقارن در سرعت انتقال قیمت را می توان آزمون کرد. برای ارزیابی چگونگی سرعت انتقال قیمت یا انتقال قیمت در کوتاه مدت فرضیه متغیرهای افزایش و کاهش قیمت ها مورد آزمون قرار می گیرد که به صورت رابطه (۱۴) تصریح می شود:

$$H_0 : \beta_{1,1} = \beta_{2,1}, \beta_{1,2} = \beta_{2,2}, \dots, \beta_{1,L1} = \beta_{2,L2}$$

(۱۴)

$$\beta_{1,1} = \beta_{2,1}, \beta_{1,2} = \beta_{2,2}, \dots, \beta_{1,M1} = \beta_{2,M2}$$

در اولین عبارت فرضیهٔ صفر نشان داده شده در رابطه (۱۴)، فرضیهٔ برابری تک تک ضریب‌های متغیرهای افزایش و کاهش قیمت عمده‌فروشی در زمان و وقفه‌های آن بررسی می‌شود. پذیرفتن فرضیهٔ صفر در این آزمون، به معنای آن است که افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت عمده‌فروشی گیلان در همهٔ دوره‌ها به یک میزان به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌شود. همچنین تأثیر یک تغییر قیمت عمده‌فروشی گیلان، صرف‌نظر از جهت تغییر (افزایش یا کاهش)، مدت زمانی مشخص و یکسان طول می‌کشد تا در سطح خرده‌فروشی مشاهده شود. بنابراین پذیرفتن این فرضیه به این معناست که سرعت انتقال تغییر قیمت‌ها از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی، متقارن است. در عبارات دوم این فرضیهٔ صفر نیز تقارن در سرعت انتقال قیمت گیلان تک‌دانه به قیمت گیلان خوشه‌ای آزمون می‌شود. نبود تقارن در سرعت انتقال قیمت‌ها به این معناست که افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت گیلان تک‌دانه با طی فاصلهٔ زمانی یکسانی به قیمت گیلان خوشه‌ای منتقل نمی‌شوند و با افزایش قیمت تک‌دانه، قیمت گیلان خوشه‌ای به سرعت افزایش می‌یابد در حالی که با کاهش قیمت گیلان تک‌دانه، پس از گذشت یک مدت زمان مشخص، قیمت گیلان خوشه‌ای کاهش می‌یابد. در نهایت هر چه زمان لازم برای انتقال کاهش قیمت از نهاده‌ها به خرده‌فروشی درازتر باشد، عامل‌های بازاریابی سود بیشتری کسب می‌کنند.

در این پژوهش به منظور بررسی انتقال قیمت بین قیمت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گیلان از داده‌های هفتگی استخراج شده از سایت مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۶ استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی انتقال قیمت بین رقم‌های گیلان تک‌دانه و خوشه‌ای از اطلاعات روزانه این ارقام در فاصله سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است که بر مبنای اسناد رسمی حسابداری موجود در دفاتر میادین تره‌بار جمع‌آوری شده‌اند. برای برآورد الگوهای اقتصادسنجی و همه مرحله‌های مربوط به بررسی انتقال قیمت در سطح‌های مورد بررسی و ارزیابی در پژوهش از بسته‌های نرم‌افزاری *Eviews* و *Shazam 10* استفاده شده است.

## نتایج و بحث

در این پژوهش به منظور بررسی انتقال کوتاه مدت و بلندمدت قیمت گیلان بین سطوح عمده‌فروشی - خرده‌فروشی و ارقام تک‌دانه-خوشه‌ای، در نخستین گام ایستایی متغیرهای مورد

## تحلیل کارایی قیمتی... ۶۷

استفاده در الگو بررسی شده است. نتایج بررسی ایستایی متغیرهای قیمت عمده‌فروش، خرده‌فروشی، رقم تک‌دانه و رقم خوشه‌ای گیلاس در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱) نتایج بررسی پایایی متغیرها (آزمون دیکی فولر تعمیم یافته)

**Table (1) The results of examining the stationarity of variables (Augmented Dickey-Fuller test)**

نتیجه	نوع الگوی برآوردی	آماره برآوردی	متغیر
I(1)	با عرض از مبدأ with constant	-13/83**	قیمت عمده‌فروشی Wholesale price
I(0)	با عرض از مبدأ و روند with constant and trend	-4/56**	قیمت خرده‌فروشی Retail price
I(1)	با عرض از مبدأ with constant	-14/74**	قیمت گیلاس خوشه‌ای price of Takdaneh
I(1)	با عرض از مبدأ with constant	-12/24**	قیمت گیلاس تک‌دانه price of Khoshei cherry

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق، \*\* معنی‌داری در سطح یک درصد را نشان می‌دهد

بنابر نتایج ارائه شده در جدول (۱) به غیر از متغیر قیمت خرده‌فروشی گیلاس که در سطح ایستاست، هیچ‌کدام از متغیرها در سطح ایستا نشده‌اند ولی با یک مرتبه تفاضل‌گیری با استفاده از الگوی شامل عرض از مبدأ هر سه متغیر (قیمت عمده‌فروشی گیلاس، قیمت گیلاس خوشه‌ای و قیمت گیلاس تک‌دانه) ایستا شده‌اند.

نتایج بررسی طول وقفه بهینه بر مبنای یک الگوی خود توضیح برداری بر مبنای معیارهای مختلف در سطح‌های عمده‌فروشی - خرده‌فروشی و رقم‌های تک‌دانه - خوشه‌ای به ترتیب در جدول‌های (۲) و (۳) ارائه شده است.

جدول (۲) نتیجه آزمون طول وقفه بهینه در الگوی VAR بر مبنای آماره شوارتز (سطح قیمت عمده-خرده‌فروشی گیلاس)

**Table (2) the results of the test of the optimal interval length in the VAR model based on the Schwartz statistic (Level of wholesale-retail cherry price)**

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
47/01	47/04	46/99	8/79	NA	-2206/68	·
43/82	43/92	43/75	3/46+10 <sup>16</sup>	302/14	2050/63	1
43/66*	43/82*	43/55	2/83+10 <sup>16</sup>	25/34	-2037/25	2
43/67	43/90	43/52*	2/74+10 <sup>16</sup>	10/32*	-2031/67	3
43/74	44/03	43/54	2/81+10 <sup>16</sup>	5/23	-2028/78	4

منبع: یافته‌های تحقیق، \* معنی‌داری در سطح پنج درصد را نشان می‌دهد. Source: Research findings

جدول (۳) نتیجه آزمون طول وقفه بهینه در الگوی VAR بر مبنای آماره شوارتز (سطح قیمت تک‌دانه-خوشه‌ای گیلاس)

**Table (2) the results of the test of the optimal interval length in the VAR model based on the Schwartz statistic (Level of Takdaneh-Khoshei cherry price)**

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
36/38	36/41	36/36	2/13+10 <sup>13</sup>	NA	-1834/41	0
32/86	32/95*	32/79	6/02+10 <sup>11</sup>	357/20	-1642/72	1
32/83*	32/98	32/72*	5/60+10 <sup>11*</sup>	14/49*	-1642/72	2
32/91	33/13	32/77	5/85+10 <sup>11</sup>	3/32	-1640/93	3
32/98	32/25	32/79	5/99+10 <sup>11</sup>	5/17	-1638/09	4

منبع: یافته‌های تحقیق، \* معنی‌داری در سطح پنج درصد را نشان می‌دهد. Source: Research findings



## تحلیل کارایی قیمتی... ۶۹

بنابر نتایج ارائه شده در جدول‌های (۲) و (۳)، پایین‌ترین وقفه‌ای که در آن آماره شوارتز معنی‌دار شده است برای سطح‌های عمده‌فروشی - خرده‌فروشی و تک‌دانه - خوشه‌ای به ترتیب مربوط به وقفه دوم و وقفه اول می‌باشد. به عبارتی در برآورد نتایج مربوط به بررسی انتقال قیمت بین سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی وقفه بهینه برابر دو در نظر گرفته می‌شود و در بررسی انتقال قیمت بین رقم‌های تک‌دانه و خوشه‌ای گیلان وقفه بهینه برابر یک خواهد بود. لازم به یادآوری است با توجه به وقفه بهینه تعیین شده، در برآورد الگوی خود توضیح برداری (VAR) از وقفه بهینه تعیین شده استفاده می‌شود ولی برای برآورد الگوی تصحیح خطای توضیح برداری (VECM) و هم‌انباشتگی از یک وقفه کمتر از وقفه بهینه تعیین شده استفاده می‌شود.

در بررسی هم‌انباشتگی بین قیمت‌های تک‌دانه و خوشه‌ای، مشابه متغیرهای قیمت عمده و خرده‌فروشی گیلان با بهره‌گیری از آزمون جوهانسون-جوسلیوس ارتباط بلندمدت تعادلی بین متغیرها بررسی شده است. برای بررسی این آزمون از دو آماره ماتریس اثر و بیشترین مقدار ویژه استفاده می‌شود. جدول (۴) بررسی نتایج رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های گیلان تک‌دانه و خوشه‌ای را نشان می‌دهد.

نتایج مربوط به بررسی رابطه بلندمدت متغیرها در سطح‌های مورد بررسی شامل سطح‌های قیمت‌های خرده‌فروشی - عمده‌فروش و تک‌دانه - خوشه‌ای گیلان به ترتیب در جداول (۴) و (۵) ارائه شده است. لازم به ذکر است که با توجه به طول وقفه بهینه تعیین شده برای هر سطح مورد بررسی در مرحله پیش، برای بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرها از یک وقفه پایین‌تر از وقفه بهینه تعیین شده استفاده شده است.

جدول (۴) نتایج بررسی آزمون هم‌انباشتگی متغیرها در سطح قیمت‌های عمده‌فروشی-خرده‌فروشی گیلاس

**Table (4) the results of variables cointegration test at the level of wholesale-retail prices of cherries**

آزمون حداکثر مقدار ویژه Maximum eigenvalue test		آزمون ماتریس اثر Effect matrix test		فرضیه مقابل The opposite hypothesis	فرضیه صفر null hypothesis
مقدارهای بحرانی Critical values	آماره آزمون Test statistics	مقدارهای بحرانی Critical values	آماره آزمون Test statistics		
14/26	39/27*	15/49	37/77*	R>=1	R=0
3/84	0/50	3/84	0/50	R>=2	R=1

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق، \* معنی‌داری در سطح پنج درصد را نشان می‌دهد.

همان‌گونه که در جدول (۴) هم‌نشان داده شده است، بر مبنای هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقدار ویژه در سطح اطمینان پنج درصد، با توجه به اینکه در هر دو آماره مقدار محاسبه شده از مقدار بحرانی بزرگ‌تر بوده است لذا وجود یک بردار هم‌انباشته یا رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای مورد بررسی تأیید می‌شود. بررسی هم‌انباشتگی و ارتباط بلندمدت تعادلی بین متغیرهای قیمت گیلاس تک‌دانه و خوشه‌ای، مشابه متغیرهای قیمت عمده و خرده‌فروشی گیلاس با بهره‌گیری از آزمون جوهانسون-جوسلیوس بررسی شده است (جدول ۵).

## تحلیل کارایی قیمتی... ۷۱

جدول (۵) نتایج بررسی آزمون هم انباشتگی متغیرها در سطح قیمت‌های رقم‌های تک‌دانه - خوشه‌ای گیلاس

**Table (5) the results of variables cointegration test at the level of Takdaneh-Khoshei prices of cherries**

آزمون حداکثر مقدار ویژه		آزمون ماتریس اثر		فرضیه مقابل	فرضیه صفر
Maximum eigenvalue test		Effect matrix test		The opposite hypothesis	null hypothesis
مقدارهای بحرانی	آماره آزمون	مقدارهای بحرانی	آماره آزمون		
Critical values	Test statistics	Critical values	Test statistics		
14/26	21/13*	15/49	21/34*	R>=1	R=0
3/84	0/20	3/84	0/20	R>=2	R=1

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق، \* معنی‌داری در سطح پنج درصد را نشان می‌دهد.

بنابر نتایج نشان داده شده در جدول (۴-۳۸)، با توجه به اینکه برای هر دو آماره ماتریس اثر و بیشترین مقدار ویژه در سطح خطای پنج درصد مقدار محاسبه شده آماره از مقدار بحرانی آن بزرگ‌تر بوده است لذا می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای مورد بررسی برقرار است.

پیش از برآورد الگوی انتقال قیمت بهتر است برای علیت بین سطح‌های مختلف بازار تعیین شود. به همین منظور در این قسمت از مطالعه از آزمون علیت گرنجر برای تعیین جهت علیت بین سطح‌های قیمت عمده‌فروشی - خرده‌فروشی و رقم‌های تک‌دانه و خوشه‌ای گیلاس استفاده شده است. نتایج مربوط به بررسی آزمون علیت بین متغیر قیمت خرده‌فروشی - عمده‌فروشی و رقم‌های تک‌دانه و خوشه‌ای گیلاس به ترتیب در جداول (۶) و (۷) ارائه شده است.

جدول (۶) نتایج آزمون علیت گرنجر بین قیمت خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گیلاس  
**Table (6) the result of Granger causality test between retail and wholesale prices of cherries**

نتیجه	سطح معنی‌داری	آماره $F$	فرض صفر
Result	The significance level	F statistic	null hypothesis
رد Reject	$2 \times 10^{-6}$	14/90	قیمت عمده‌فروشی گیلاس علت قیمت خرده‌فروشی نیست wholesale price of cherries does not granger cause for retail price
رد Reject	$3 \times 10^{-4}$	8/99	قیمت خرده‌فروشی گیلاس علت قیمت عمده‌فروشی نیست retail price of cherries does not granger cause wholesale price

Source: Research findings

منبع: یافته‌های تحقیق، \* معنی‌داری در سطح پنج درصد را نشان می‌دهد.

بنابر نتایج ارائه شده در جدول (۶) و بر مبنای آماره  $F$  و سطح معنی‌داری یک درصد، فرض صفر رد شده و در نتیجه قیمت عمده‌فروشی علت قیمت خرده‌فروشی می‌باشد. همچنین بر مبنای نتایج جدول، قیمت خرده‌فروشی گیلاس نیز علت قیمت عمده‌فروشی آن است. با توجه به نتایج آزمون علیت، در برآورد الگوی انتقال قیمت گیلاس، تغییرپذیری‌های قیمت خرده‌فروشی گیلاس به عنوان متغیر وابسته و تغییرپذیری‌های قیمت عمده‌فروشی گیلاس به عنوان متغیر مستقل در الگو وارد می‌شوند.

در ادامه و به منظور برآورد الگوی انتقال قیمت بین گیلاس تک‌دانه و خوشه‌ای باید در آغاز علیت بین متغیرهای قیمت گیلاس تک‌دانه و خوشه‌ای بررسی شود. لذا در این قسمت از بررسی و ارزیابی، مشابه سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گیلاس، از آزمون علیت گرنجر برای تعیین جهت علیت بین سطح‌های قیمت تک‌دانه و خوشه‌ای استفاده شده است. نتایج بررسی آزمون علیت بین متغیر قیمت گیلاس خوشه‌ای و تک‌دانه در جدول (۷) نشان داده شده است.

تحلیل کارایی قیمتی...۷۳

جدول (۷) نتایج آزمون علیت گرنجر بین قیمت ارقام تکدانه و خوشه‌ای گیلاس  
**Table (7) The result of Granger causality test between Takdaneh and Khoshei prices of cherries**

نتیجه	سطح معنی‌داری	آماره $F$	فرض صفر
Result	The significance level	F statistic	null hypothesis
رد	0/01	4/79	قیمت گیلاس تکدانه علت قیمت گیلاس خوشه‌ای نیست
Reject			Takdaneh price of cherries does not granger cause Khoshei price
قبول	0/21	1/58	قیمت گیلاس خوشه‌ای علت قیمت گیلاس تکدانه نیست
Accept			Khoshei price of cherries does not granger cause Takdaneh price

Source: Research findings منبع: یافته‌های تحقیق، \* معنی‌داری در سطح پنج درصد را نشان می‌دهد.

بنابر نتایج جدول (۷)، با توجه به مقدار آماره  $F$  و سطح معنی‌داری یک درصد، فرض صفر رد شده و قیمت گیلاس تکدانه علت قیمت گیلاس خوشه‌ای می‌باشد. اما قیمت گیلاس خوشه‌ای علت قیمت گیلاس تکدانه نمی‌باشد. لذا با توجه به وجود رابطه یک‌طرفه از سمت متغیر قیمت گیلاس تکدانه به سمت قیمت گیلاس خوشه‌ای، در برآورد الگوی انتقال قیمت تغییرپذیری‌های قیمت گیلاس خوشه‌ای و تکدانه به ترتیب به عنوان متغیر مستقل و وابسته در الگو بررسی می‌شوند. درنهایت به منظور بررسی چگونگی انتقال قیمت از سطح عمده‌فروشی به سطح خرده‌فروشی و همچنین سطح رقم تکدانه به خوشه‌ای گیلاس از الگوی تصحیح خطا با رویکرد انگل-گرنجر در بسته نرم‌افزاری شازم ۱۱ استفاده شده است. نتایج ناشی از برآورد الگوی انتقال قیمت از سطح خرده‌فروشی به عمده‌فروشی و همچنین انتقال قیمت از سطح گیلاس خوشه‌ای به تکدانه به ترتیب در جدول‌های (۸) و (۹) ارائه شده‌اند.

جدول (۸) نتایج بررسی الگوی انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی  
**Table (8) the results of examining the pattern of price transmission from wholesale to retail**

آماره t t-statistic	انحراف معیار standard deviation	ضریب Coefficient	متغیرها Variables
14/20	0/029	0/42***	تغییرپذیری‌های قیمت خرده‌فروشی با یک وقفه Retail price changes with a lag
13/23	0/18 <sub>x</sub> 10 <sup>-1</sup>	0/25***	تغییرپذیری‌های قیمت خرده‌فروشی با دو وقفه Retail price changes with two lags
13/80	0/50 <sub>x</sub> 10 <sup>-1</sup>	0/70***	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت عمده‌فروشی Incremental wholesale price changes
-9/84	0/88 <sub>x</sub> 10 <sup>-1</sup>	-0/86***	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت عمده‌فروشی Decreasing wholesale price changes
5/12	0/66 <sub>x</sub> 10 <sup>-1</sup>	0/33**	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه Incremental wholesale price changes with a lag
-4/84	0/51 <sub>x</sub> 10 <sup>-1</sup>	-0/24**	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه Declining wholesale price changes with a lag
-13/16	0/56 <sub>x</sub> 10 <sup>-1</sup>	-0/74***	وقفه مقدارهای مثبت جزء اخلاص lag of positive values of error term
-8/93	0/16 <sub>x</sub> 10 <sup>-1</sup>	-0/15**	وقفه مقدارهای منفی جزء اخلاص lag of negative values of error term
-1/05	98/33	-103/20	عرض از مبدأ Intercept
نتیجه Result	مقدار value	آماره‌ها Statistics	
انتقال نامتقارن Non-Asymmetric transmission	0/00	انتقال قیمت در کوتاه‌مدت Short run price transmission	
انتقال نامتقارن Non-Asymmetric transmission	0/00	انتقال قیمت در بلندمدت Long run price transmission	
عدم وجود خود همبستگی No-Autocorrelation	1/95	آماره h دوربین واتسون h-statistics Dorbin Watson	

منبع: یافته‌های تحقیق، \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطوح ده درصد، پنج درصد و یک درصد را نشان می‌دهند

## تحلیل کارایی قیمتی... ۷۵

بنابر نتایج ارائه شده در جدول (۸)، آزمون تقارن در سرعت انتقال قیمت از نظر آماری معنی‌دار است؛ به عبارت دیگر افزایش‌ها و کاهش‌های تغییرپذیری‌های قیمت عمده‌فروشی در همه دوره‌ها به یک اندازه به قیمت خرده‌فروشی منتقل نمی‌شود، یعنی سرعت انتقال قیمت گیلان از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی نامتقارن است. در مجموع، در وقفه اول تغییرات قیمت عمده‌فروشی تاثیر کاهش قیمت سریع‌تر از افزایش آن منتقل می‌شود ولی در مورد وقفه دوم تغییرات قیمت عمده‌فروشی، تاثیر افزایش‌های تغییرپذیری‌های قیمت عمده‌فروشی از اثر کاهش‌های آن بر قیمت خرده‌فروش بزرگ‌تر می‌باشد. در نهایت بر مبنای نتایج جدول، انتقال قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی هم در کوتاه‌مدت ( $p\text{-value}=0/00$ ) و هم در بلندمدت ( $p\text{-value}=0/00$ ) نامتقارن بوده است.

جدول (۹) نتایج بررسی الگوی انتقال قیمت از گیلان خوشه‌ای به گیلان تک‌دانه

**Table (9) the results of examining the pattern of price transmission from wholesale to retail**

متغیرها Variables	ضریب Coefficient	انحراف معیار standard	آماره t t-statistic
تغییرپذیری‌های قیمت گیلان تک‌دانه با یک وقفه Retail price changes with one lag	1/67***	0/16	10/31
تغییرپذیری‌های قیمت گیلان تک‌دانه با دو وقفه Retail price changes with two lag	0/07 $\times 10^{-1}$	0/11 $\times 10^{-1}$	0/62
تغییرپذیری‌های قیمت گیلان تک‌دانه با سه وقفه Retail price changes with three lag	-0/21***	0/19 $\times 10^{-1}$	-10/87
تغییرپذیری‌های قیمت گیلان تک‌دانه با چهار وقفه Retail price changes with four lag	-0/01	0/09 $\times 10^{-1}$	-1/37
تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلان خوشه‌ای Incremental changes in the price of khoshei	0/26***	0/23 $\times 10^{-1}$	11/19
تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت گیلان خوشه‌ای Declining wholesale price changes	-0/02	0/31	-0/91
تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلان خوشه‌ای با یک وقفه Incremental changes of khoshei cherries price with one lag	0/42***	0/47 $\times 10^{-1}$	9/71
تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت گیلان خوشه‌ای با یک وقفه Declining changes of khoshei cherries price with one lag	0/19**	0/46 $\times 10^{-1}$	4/28
تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلان خوشه‌ای با دو وقفه Incremental changes of khoshei cherries price with two lags	0/52***	0/51 $\times 10^{-1}$	10/18

ادامه جدول (۹) نتایج بررسی الگوی انتقال قیمت از گیلاس خوشه‌ای به گیلاس تک‌دانه  
**Table (9) the results of examining the pattern of price transmission from wholesale to retail**

متغیرها Variables	ضریب Coefficient	انحراف معیار standard	آماره t t-statistic
تغییرپذیری‌های کاهش قیمت گیلاس خوشه‌ای با دو وقفه Declining changes of khoshei cherries price with two lags	0/62***	$0/54 \times 10^{-1}$	11/32
تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلاس خوشه‌ای با سه وقفه Incremental changes of khoshei cherries price	0/30***	$0/30 \times 10^{-1}$	10/22
تغییرپذیری‌های کاهش قیمت گیلاس خوشه‌ای با سه وقفه Declining changes of khoshei cherries price	0/67***	$0/64 \times 10^{-1}$	10/53
وقفه مقادارهای مثبت جزء اخلاص lag of positive values of error term	-1/65***	0/16	-10/28
وقفه مقادارهای منفی جزء اخلاص lag of negative values of error term	-2/48***	0/18	-13/27
عرض از مبدأ intercept	-285/72***	22/01	-12/98
آماره‌ها Statistics	مقدار value	نتیجه Result	
انتقال قیمت در کوتاه‌مدت Short run price transmission	0/53	انتقال قیمت متقارن Non-Asymmetric transmission	
انتقال قیمت در بلندمدت Long run price transmission	0/00	انتقال قیمت نامتقارن Non-Asymmetric transmission	
آماره h دوربین واتسون h-statistics Dorbin Watson	1/82	خودهمبستگی نداریم No-Autocorrelation	

منبع: یافته‌های تحقیق، \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب معنی‌داری در سطوح ده درصد، پنج درصد و یک درصد را نشان می‌دهند

بنابر نتایج نشان داده شده در جدول (۹)، بزرگ‌تر بودن قدر مطلق ضریب متغیر وقفه منفی جزء اخلاص (۲/۴۸) از قدر مطلق متغیر وقفه مثبت جزء اخلاص (۱/۶۵) نشان‌دهنده آن است که تعدیل‌های کاهش قیمت از گیلاس خوشه‌ای به گیلاس تک‌دانه سریع‌تر از تعدیلات افزایشی آن انتقال می‌یابند. آماره  $R^2$  برابر ۲۵ در صد بوده و همچنین آماره دوربین واتسون (۱/۸۲) نشان می‌دهد که



## تحلیل کارایی قیمتی... ۲۷

مسئله خودهمبستگی در الگوی برآورد شده وجود ندارد. آماره جاکوبرا با مقدار  $48/30$  نشان می‌دهد که اجزای اخلال الگو توزیع نرمال دارند. بنابر نتایج جدول (۹)، آزمون تقارن در سرعت انتقال قیمت از نظر آماری معنی‌دار است این بدان معناست که افزایش‌ها و کاهش‌های تغییرپذیری‌های قیمت گیللاس خوشه‌ای در همه دوره‌ها به یک اندازه به قیمت تک‌دانه منتقل می‌شود و سرعت انتقال قیمت از سطح گیللاس خوشه‌ای به گیللاس تک‌دانه متقارن بوده و در کوتاه‌مدت افزایش و کاهش قیمت‌های گیللاس خوشه‌ای به یک اندازه به قیمت گیللاس تک‌دانه منتقل می‌شوند لذا در کوتاه‌مدت بازار گیللاس دارای کارایی مناسبتی بوده است. همچنین فرضیه صفر مبتنی بر تساوی ضریب‌های وقفه مثبت و منفی اجزای اخلال با استفاده از آزمون والد نشان داد که ضریب‌ها از لحاظ آماری باهم اختلاف معنی‌داری ندارند به طوری که در آن  $P\text{-Value}$  برابر صفر (۰/۰۰) بوده است و در نتیجه فرض صفر مبنی بر وجود تقارن در انتقال قیمت از سطح گیللاس خوشه‌ای به گیللاس تک‌دانه رد شده و انتقال قیمت در بلندمدت نامتقارن بوده است. این انتقال نامتقارن قیمت منفی بوده و به معنای واکنش قوی‌تر قیمت گیللاس تک‌دانه به کاهش قیمت‌های گیللاس خوشه‌ای، نسبت به افزایش آن می‌باشد. لازم به یادآوری است که نبود تقارن منفی برای مصرف‌کنندگان مطلوب است.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بنابر نتایج به دست آمده، بررسی انتقال قیمت از سطح عمده‌فروشی به سطح خرده‌فروشی گیللاس نشان داد که تعدیلات افزایشی قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی سریع‌تر از تعدیل‌های کاهش‌ی آن منتقل می‌شود. همچنین بر اساس نتایج سرعت انتقال قیمت گیللاس از عمده‌فروشی به خرده‌فروش نامتقارن بوده است و نهایتاً هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت انتقال نامتقارن قیمت از عمده‌فروش به خرده‌فروشی را داریم. همچنین نتایج بررسی انتقال قیمت از سطح گیللاس خوشه‌ای به تک‌دانه نشان داد که تعدیل‌های کاهش‌ی قیمت از گیللاس خوشه‌ای به گیللاس تک‌دانه سریع‌تر از تعدیلات افزایشی آن انتقال می‌یابند. بنابر نتایج بررسی انتقال قیمت، مقدار انتقال قیمت از سطح گیللاس خوشه‌ای به گیللاس تک‌دانه متقارن بوده است و به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت افزایش و کاهش قیمت‌های گیللاس

خوشه‌ای به یک اندازه به قیمت گیلان تک‌دانه منتقل می‌شوند لذا در کوتاه‌مدت بازار گیلان دارای کارایی مناسبی بوده است. همچنین بررسی فرضیه صفر مبتنی بر تساوی ضریب‌های وقفه مثبت و منفی اجزای اخلال با استفاده از آزمون والد نشان داد که ضریب‌های از لحاظ آماری باهم اختلاف معنی‌داری در سطح یک درصد دارند و در نتیجه فرض صفر مبنی بر وجود تقارن در انتقال قیمت از سطح گیلان خوشه‌ای به گیلان تک‌دانه رد شده و انتقال قیمت در بلندمدت نامتقارن بوده است. این انتقال نامتقارن قیمت منفی بوده و به معنای واکنش قوی‌تر قیمت گیلان تک‌دانه به کاهش قیمت‌های گیلان خوشه‌ای، نسبت به افزایش آن می‌باشد. نتیجه بدست آمده هم‌سو با نتایج بررسی‌های *Barikani and Amjadi (2016)* می‌باشد که در پژوهش خود نشان دادند، در بازار مرکبات سرعت تعدیل تکانه (شوگ)‌های افزایشی بیشتر از تاثیر تکانه‌های کاهش‌ی است. با توجه به نتیجه نبود تقارن بلندمدت از سطح‌های عمده‌فروشی به خرده‌فروشی ضرورت دارد تا سیاست‌گذاری‌های مبتنی بر تنظیم بازار در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌ها یکسان برنامه‌ریزی نشوند. در واقع در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌ها انتخاب اثرگذاری ابزارهای سیاستی مبتنی بر توجه به این نبود تقارن در بلندمدت باشد. همچنین با توجه به انتقال متقارن قیمت از گیلان خوشه‌ای به تک‌دانه می‌توان به این جمع‌بندی و پیشنهاد ضروری رسید که تنظیم قیمتی بازار گیلان خوشه‌ای در نهایت می‌تواند نتایج یکسانی در بازار گیلان تک‌دانه منجر شود و لذا نیاز به سیاست‌گذاری متفاوت برای تنظیم قیمت‌ها در دو بازار گیلان تک‌دانه و خوشه‌ای نخواهد بود.

#### منبع‌ها

- Barboza G., Gavinelli L., Pede V., Mazzucchelli A., and Di Gregorio A. 2020. A contribution to the empirics of food price behavior: the case of rice price dynamics in Italy. *British Food Journal* 123(1): 1-22.
- Barikani, A. and Amjadi, A. (2016) Price Transmission in Different Levels of Iran's Citrus Market; Monthly Price Data Approach. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development*, 24(96): 1-24. (In Farsi)
- Barkhordar, F. and Mohammadinejad, A. (2018) Factors Influencing Growth of Crop Production and Horticulture Subsectors in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 10(38): 15-32. (In Farsi)

## تحليل کارایی قیمتی...۷۹

- Bor, Ö., Ismihan, M. and Bayaner, A. (2014). Asymmetry in farm-retail price transmission in the Turkish fluid milk market. *International Journal of New Media*, No. 2:1-8.
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2021) Time series database<[www.tsd.cbi.ir](http://www.tsd.cbi.ir)>. (In Farsi)
- Deb, L., Lee, Y. and Lee, S. H. (2020). Market Integration and Price Transmission in the Vertical Supply Chain of Rice: An Evidence from Bangladesh. *Journal of Agriculture*, 10(7): 271
- Ehsany, M. and Bakhshoodeh, M. (2020) Investigation of cereal price transmission in Fars province. *Journal of Agricultural Economics*, 14(1): 145-165. (In Farsi)
- Engel, L. F. & Granger, G. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: representation, estimation and testing. *Econometric*, 55(2). pp 251-276.
- Farajzadeh, Z. and Esmaily, A. (2010) Analysis of price transmission in the global pistachio market. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 18(71): 69-98. (In Farsi)
- Food and Agriculture Organization of the United Nations. 2020. Available at <http://WWW.FAO.org>.
- Frigon, M., Maurice, D., & Romain, R. (1999). Asymmetry in farm-retail price transmission in the northeastern fluid milk market, Food Marketing Policy Center. Research Report No. 45.
- Gauthier, W.M. and H. Zapata (2001), Testing symmetry in price transmission models, Louisiana State University, Department of Agricultural Economics & Agribusiness, Working Paper. 121-135.
- Hosseini, S. S. and Nikokar, A. (2006) Asymmetric price transmission and its effect on the market margin in Iran's chicken meat industry. *Iranian Journal of Agricultural Science*, 2(37): 1-9. (In Farsi)
- Hosseini, S. S., Nikokar, A. and Dourandish, A. (2010) Price transmission model for Iranian egg market. *Iranian Journal of Agricultural Science*, 4(3): 135-152. (In Farsi)
- Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. New York: Oxford University Press.
- Kazem puorr, A. (2019) Analysis of Price Efficiency in Market Levels of Cherry Cultivars (A Case Study of Urmia County). M.Sc. Thesis, University of Tehran, Tehran, Iran.
- Meyer, J. and Von Cramon, S. (2004) Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3): 581-611.
- Ministry of Agriculture – Jihad. (2020) Statistical yearbooks of the Ministry of Agriculture – Jihad, <<https://www.maj.ir>>.

- Agricultural Jihad Organization of West Azerbaijan Province. (2020), < <https://http://www.waaj.ir>>.
- Minot, N. (2010). Transmission of World Food Price Changes to African Markets and its Effect on Household Welfare. Paper to be presented at the COMESA policy seminar Food price variability: Causes, consequences, and policy options", 25-26 January 2010 in Maputo, Mozambique.
- Noferesty, M. (2016) Unit root and aggregation in econometrics. Publications of Rasa Cultural Services Institute, sixth edition, Iran. (In Farsi)
- Omrani, M., Shahiki Tash, M. and Akbari, A. (2018) Investigating the Pattern of Price Transmission and Market Power in the Sugar Industry of Iran. Journal of Agricultural Economics and Development, 26(102): 119-144. (In Farsi)
- Pishbahar, P., Ferdousi, R. and Assadollahpour, F. (2019) Price Transmission in the Market of Chicken Meat: Autoregressive Switching Markov Models (MSAR). Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 50(1): 1-17. (In Farsi)
- Rostami., Y. Hosseini, S. S. and Moghaddasi, R. (2018) Price Transmission Analysis Using Modern and Traditional Models in Iran Fluid Milk Market. Journal of Agricultural Economics and Development, 32(4): 313-323. (In Farsi)
- Sadeghi, S.K., Khodaverdizadeh, S. and Khodaverdizadeh. M. (2011) Comparative Advantage and World Market Structure of Saffron. Journal of Agricultural Economics Research, 3(11): 59-67. (In Farsi)
- Shokoohi, Z., Trazkar, M. H. and Nasrnia, F. (2021) Assessing the Asymmetric Effect of Corn Price on Chicken Meat Price in Iran. Journal of Agricultural Economics and Development, 35(2): 193-204. (In Farsi)
- Statistical Center of Iran. (2020) Time series database, <[www.amar.org.ir](http://www.amar.org.ir)>.
- Torkamani, J. (1996) Involvement of risk in agricultural economic planning: application of quadratic planning with risk. Journal of Agricultural Economics and Development, 15: 113-130. (In Farsi)
- Torkamani, J. and Hardaker, B. (1996) A study of economic efficiency of Iranian farmers in Ramjerd district: an application of stochastic programming. Agricultural Economics, 14(2): 73-83.
- Vijayasri G. V. 2013. The importance of International Trade in the World. International Journal of Marketing Financial Services and Management Research 9:111-119.

تحليل کارایی قیمتی... ۸۱

Wang G.Y., Si R.X., Li C.X., Zhang G.T., and Zhu N.Y. (2018). Asymmetric price transmission effect of corn on hog: evidence from China. *Agricultural Economics* 64(4): 186–196.



پروژه نگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی



---

## Analysis of Price Efficiency in Market Levels of Cherry Cultivars (A Case Study of Urmia County)

*Atabak Kazempoor Kahriz, Hamed Rafiee, Seyed Safdar Hosseini*<sup>1</sup>

Received: 18 March.2023

Accepted: 4 June.2023

---

### Extended abstract

#### Introduction

As one of the top three cherry producing countries in the world, Iran has a decisive role in the price formation process of this product in the world market. Since how the price transmission of agricultural products and their changes are considered as one of the most important indicators for measuring the performance of the market and the allocation of resources in the economy, The present study investigates the Price transmission of cherry product at the wholesale-retail levels (weekly data from the period of 1386 to 1397) in Iran. In this study, considering the high potential of Urmia County in the field of production and export of this product, the price transmission between Takdaneh and Khoshei cherry varieties (composite data from the period 1393 to 1397) of this county also has been investigated. And similar to wholesale-retail levels of cherries, in order to achieve the desired results, the error correction model with Engel-Granger approach was used.

#### Materials and Methods

In this article, in order to investigate the price transfer at the wholesale-retail levels of cherries and at the Takdaneh and Khoshei levels of cherries, the error correction model with the Engel-Granger approach and the Shazam software package were used. So that before estimating the econometric model for the error correction test, the stationarity of each of the variables used in the research was checked at first. Next, the cointegration test of the variables was performed and finally, according to the consistency of the test results with the conditions of the error correction

---

<sup>1</sup> Respectively: Ph.D. student, Assistant Professor(Corresponding author) and Professor of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Development, University of Tehran  
Email: hamed\_rafiee\_sari@yahoo.com

models, the price transmission model was estimated. In the research, in order to check the stationarity of the variables used in the model, the generalized Dickey-Fuller method was used, and the Johansen test was used to check the cointegration of the variables.

### **Results and Discussion**

The results showed that in the wholesale-retail levels of cherries in the country, the price transmission has been asymmetric both in the short term and in the long term. Therefore, it is suggested that policies based on market regulation should not be planned at the same time during periods of price increase and decrease. In other words, in the periods of price increase and decrease, the choice of the effectiveness of policy tools should be based on paying attention to this asymmetry in the long term. In the case of cherry price transfer at the levels of Khoshei - Takdaneh varieties, in the short term the price transmission has been asymmetric but in the long term the price transmission has been symmetric. In other words, the downward price adjustments from Khoshei cherries to Takdaneh cherries are transferred faster than its upward adjustments.

### **Conclusions**

According to the asymmetric price transmission from wholesale to retail levels in the long term, It is necessary that policies based on market regulation are not planned in the same periods of price increase and decrease.. Also, due to the symmetrical price transmission from Khoshei cherry to Takdaneh cherry, we can reach this necessary conclusion and suggestion that the price regulation of the Khoshei cherry market can ultimately lead to the same results in the Takdaneh cherry market. Therefore, there will be no need for different policies to adjust the prices in the Takdaneh and Khoshei cherry markets.

**JEL Classification:** Q13, L11, M30

**Keywords:** Price Transmission, Takdaneh Cherry, Khoshei Cherry, error correction model (ECM)