Doi: 10.22034/IAES.2023.1996406.1983

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۷/شماره۴/صفحه های۸۳ -۵۳

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

اتابک کاظم پور کهریز، حامد رفیعی، سید صفدر حسینی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۴

چکیده

کشور ایران ازجمله سه کشور برتر تولیدکننده گیلاس در جهان، نقش تعیین‌کننده‌ای در فرایند تشکیل قیمت این محصول در بازار جهانی دارد. ازآنجایی‌که چگونگی انتقال قیمت محصول‌های کشاورزی و تغییرهای آن‌ها ازجمله مهم‌ترین شاخص‌های سنجش عملکرد بازار و تخصیص منبع‌ها 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. ازاین‌رو 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 کاهشی 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

۱ به ترتیب: دانشجوی دکترای، استادیار(نویسنده مسئول) و استاد دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران، ایران

Email: hamed_rafiee_sari@yahoo.com

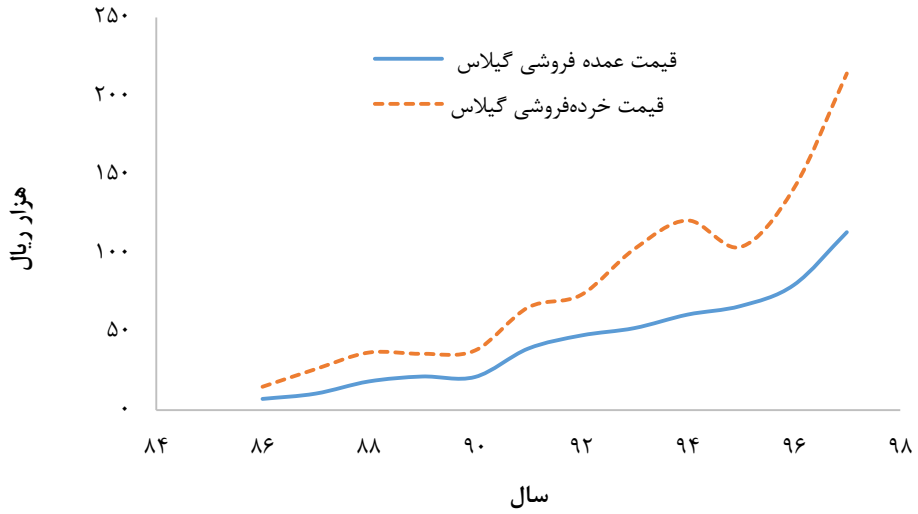
مقدمه

در جهان پیشرفته(مدرن) امروزی، وابستگی متقابل بین اقتصاد کشورهای مختلف وجود داشته و به‌سختی می‌توان کشوری پیدا کرد که اقتصادی بسته داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر 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). ازاین‌رو شناسایی رفتار تعیین قیمت در بازارهای محصول‌های کشاورزی به عنوان یکی از مبحث‌های 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. به‌طوری‌که بر مبنای آمار و ارقام ارائه شده، این بخش ۱۱/۶ در صد تولید ناخالص ملی، ۱۹ در صد از اشتغال، ۸۵ در صد نیازهای غذایی و ۲۰ در صد 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

جهت‌گیری‌های اقتصاد مقاومتی کشور بوده است. در بین محصول‌های کشاورزی کشور، گیلاس 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 گیلاس در جهان حدود ۲۶۰۹ هزار تن بوده است که دراین‌بین کشور ایران با تولید ۱۶۴ هزار تن گیلاس (۶/۲۹ درصد تولید جهان)، پس از کشورهای ترکیه و آمریکا در رده‌ی سوم کشورهای برتر تولیدکننده این محصول در جهان قرار گرفته است (*FAO, 2020*). در بین منطقه‌های مختلف تولیدکننده گیلاس 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 گیلاس (بویژه گیلاس تک‌دانه) به شمار می‌آید. به‌طوری‌که از حیث صادرات گیلاس تک‌دانه، شهرستان ارومیه (دشت کهریز) با ۲۵۰۰ هکتار وسعت، قابلیت تولید ۵۰ هزار تن گیلاس صادراتی را دارد (Agricultural Jihad Organization of West Azerbaijan Province, 2020). به‌رغم جایگاه ممتاز و سهم بالای کشور در زمینه تولید محصول گیلاس، 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). دراین‌بین محصول گیلاس نیز همانند دیگر محصول‌های کشاورزی از این ریسک مستثنی نبوده و بازار آن تأثیرپذیر ریسک موجود خواهد بود. نوسان‌های موجود در تولید و صادرات گیلاس از علت‌های مؤثر بر قیمت این محصول می‌باشد. نمودار (۱) قیمت‌های خرده‌فروشی و عمده‌فروشی گیلاس 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 نخ ست ثابت بوده و در سال ۱۳۹۱ روند صعودی در پیش گرفته و در ادامه دوباره روند به ن سبت 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 عمده‌فرو شی و خرده‌فرو شی 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

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 ازجمله مهم‌ترین ابزارهای تخصیص منبع‌ها 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 دراین‌بین 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، مبادله کنندگان و صادرکنندگان کالای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان به شمار می‌آیند. افزون براین، 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 کالاهای کشاورزی هم از نظر اقتصادی و هم از نظر سیاست‌گذاری دارای اهمیت فراوانی است. به‌طوری‌که 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).

به‌طورکلی عامل‌هایی مانند ویژگی‌های کالا، تمرکز بازار، انتظارات قیمتی، سیاست‌های دولت و سازمان‌دهی کارگزاران اقتصادی، از عامل‌هایی هستند که موجب انتقال نامتقارن قیمت می شوند (*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). ازاین‌رو، در تحلیل انتقال قیمت در سطح‌های مختلف باید افزایش و کاهش قیمت‌ها مورد توجه قرار گیرند. در صورتی‌که 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

موضـوع اسـت که در بسـیاری از بازارها انتقال نامتقارن قیمت از سـر مزرعه به خرده‌فروشـی وجود دا شته و افزایش قیمت سر مزرعه سریع‌تر از کاهش قیمت‌ها به خرده‌فرو شی منتقل می شود. این پدیده موجب می‌شود که در هنگام افزایش قیمت‌های سر مزرعه، قیمت‌های خرده‌فروشی به سرعت افزایش یافته و در نتیجه آن حا شیه بازار که برابر ا ست با اختلاف قیمت سر مزرعه و خرده‌فرو شی، افزایش یابد (Barikani and Amjadi, 2016). بنابراین در حالت نبود تقارن در انتقال قیمت ها، افزایش حاشیه بازار با ایجاد سودهایی برای عامل‌های بازاریابی، رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان محصـول‌های کشـاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر همین مبنی آگاهی از چگونگی انتقال قیمت بین سطح‌های مختلف بازار می‌تواند تعیین‌کننده ساختار بازار مح صول‌های ک شاورزی با شد و در سیاست‌گذاری‌ها مورد استفاده قرار گیرد.

ارزیابی‌های مختلفی در خارج و داخل ک شور به برر سی انتقال قیمت بین سطح‌های مختلف بازاری محصول‌های کشاورزی پرداخته‌اند که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به نتایج بررسی‌های زیر اشاره کرد. Minot (2010) با ا ستفاده 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 شـامل ذرت، برنج و گندم بود. نتایج بررسـی‌ها نشـان داد که در مورد ذرت و گندم انتقال قیمت‌های جهانی به بازار کشـورهای آفریقایی منتخب به صـورت نامتقارن و در مورد محصول برنج انتقال قیمت‌ها به صورت متقارن بوده است.

Bor et al (2014) با اسـتفاده از الگوی تصـحیح خطا به بررسـی انتقال قیمت محصـول شـیر بین سطح‌های سر مزرعه و خرده‌فرو شی در کشور ترکیه پرداختند. نتایج برر سی‌ها نشان داد که انتقال قیمت شیر از سر مزرعه به خرده‌فرو شی نامتقارن بوده ا ست، بدین معنی که افزایش قیمت‌های سر مزرعه سریع‌تر از کاهش قیمت‌ها به خرده‌فروشی منتقل می‌شود. Wang et al (2018) با استفاده از روش رگرسـیون انتقال ملایم (*STR*)، به عنوان یک رهیافت غیرخطی در تحلیل دوره‌های زمانی که با در نظر گرفتن یک یا چند آ ستانه تغییرپذیری‌های نامتقارن فرا سنجه (پارامتر)های الگو را با یک انتقال ملایم ارزیابی کند، انتقال قیمت نامتقارن از ذرت به گو شت خوک در کشور چین را برر سی و ارزیابی کردند. نتایج بررسـی‌ها نشـان داد که ارتباط قیمتی میان ذرت و گوشـت خوک غیرخطی

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 کشـــور ایتالیا را برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ بررسی کردند. در این پژوهش به‌منظور 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 قابل‌توجهی تحت تأثیر تغییرپذیری‌های بین‌المللی قیمت برنج و همچنین تغییرپذیری‌های قیمت برنج رقم آربوریو (نوعی برنج دانه کوتاه که به طورعمده در منطقه آربوربو در ایتالیا کشـــت می‌شود) بوده است. همچنین نتایج نشان داد که یک رفتار غیرخطی در انتقال قیمت برنج در کشور ایتالیا وجود دارد. Deb et al/ن(2020)تقال 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 ســـطح‌های 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 علّی میان قیمت داخلی و قیمت جهانی پســـته نشـــان داد که رابطه علّی دوســـویه 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 پســـته 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 ســـطح‌های تولیدکننده، عمده‌فروش و خرده‌فروش پرداختند. نتایج نشـــان داد که در طول دوره مورد بررســـی به اســـتثناء پرتقال که در بلندمدت بین ســـطح‌های

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 ۱۳۹۱-۱۳۸۶ بررسی کردند. نتایج به دست‌آمده 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 ۱۳۹۵-۱۳۷۸ 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 ماهیانه بین سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۷۱ 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

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 هم جمعی 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- هم انباشتگی

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. به‌عبارت‌دیگر، هم انباشتگی ارتباط واقعی میان متغیرهای نا ایستا را نشان می‌دهد. بر این مبنا، 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 علّی بین قیمت ارقام گیلاس تک‌دانه-خوشه‌ای و همچنین قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گیلاس از روش انگل گرنجر استفاده شده است. درواقع 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 می شود. 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 هنگامی‌که 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 شناسایی بیش از یک رابطه بلندمدت را ندارد، روش مناسبی نیست و به‌جای آن از روش جوهانسون جوسلیوس استفاده می‌شود که دارای چنین قابلیتی می‌باشد. در این آزمون به‌جای 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

روش جوهانسون و ضعیت متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ و روند در الگو باید مشخص شود. ازآنجایی‌که 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 گیلاس

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

$$RP_t = \alpha_0 + \alpha_1 FP_t + \varepsilon_{rf,t} \qquad (۸)$$

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

$$\Delta RP_t = \mu_0 + \sum_{i=0}^{L_1} \mu_{fp} \Delta FP_{t-i} + \sum_{i=1}^{L_2} \mu_{rp} \Delta RP_{t-i} - \pi \hat{Z}_{rf,t-1} + \omega_{ti} \qquad (۹)$$

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

$$\Delta RP_t = \mu_0 + \sum_{i=0}^{L_1} \mu_{fp}^{+} \Delta FP_{t-i}^{+} + \sum_{i=1}^{L_2} \mu_{rp}^{+} \Delta RP_{t-i}^{+} + \pi^{+} \hat{Z}_{rf,t-1} + \sum_{i=0}^{L_1} \mu_{fp}^{-} \Delta FP_{t-i}^{-} + \sum_{i=1}^{L_2} \mu_{rp}^{-} \Delta RP_{t-i}^{-} + \pi^{-} \hat{Z}_{rf,t-1} + \omega_{ti} \qquad (۱۰)$$

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

قیمت‌ها مرتبط است. به‌عبارت‌دیگر μ_{fp}^{+} برای هنگامی‌که $\Delta FP_{t-i} \rangle 0$ است، به کارمی رود و μ_{rp}^{+} برای هنگامی‌که $\Delta RP_{t-i} \rangle 0$ است، به کارمی رود. μ_{fp}^{-} نشان‌دهنده‌ی $\Delta FP_{t-i} \langle 0$ و μ_{rp}^{-} نشان‌دهنده‌ی $\Delta RP_{t-i} \langle 0$ می‌باشد. π^{+} برای وقفهٔ اول مقدارهای مثبت جزء اخلال، $\hat{\varepsilon}_{rf,t-1} \rangle 0$ و π^{-} برای $\hat{\varepsilon}_{rf,t-1} \langle 0$ تعریف شده است.

۴- الگوی انتقال قیمت بین قیمت رقم تک‌دانه و خوشه‌ای

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

$$TP_t = \lambda_0 + \lambda_1 KhP_t + \varepsilon_{wf,t} \qquad (۱۱)$$

در این الگو TP_t قیمت یک کیلوگرم گیلاس تک‌دانه و KhP_t قیمت یک کیلوگرم گیلاس خوشه‌ای است. متغیر $\varepsilon_{rf,t}$ جزء اخلال هم انباشته در رابطهٔ بلندمدت متغیرهای الگو می‌باشد که رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای الگو نیز از این قسمت استخراج می‌شود. با استفاده از اجزای اخلال الگوی (۳-۴۲)، الگوی اقتصاد سنجی انتقال قیمت بین قیمت گیلاس رقم تک‌دانه و خوشه‌ای برای آزمون تصحیح خطا به شکل رابطه (۱۲) تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta TP_t = {} & \nu_0 + \sum_{i=0}^{M_1} \beta_{fp}^{+} \Delta KhP_{t-i}^{+} + \sum_{i=1}^{M_2} \beta_{wp}^{+} \Delta TP_{t-i}^{+} + \Phi^{+} \hat{Z}_{wf,t-1} \\ & + \sum_{i=0}^{M_1} \beta_{fp}^{-} \Delta KhP_{t-i}^{-} + \sum_{i=1}^{M_2} \beta_{wp}^{-} \Delta TP_{t-i}^{-} + \Phi^{-} \hat{Z}_{wf,t-1} + \omega_{ti}\end{aligned} \qquad (۱۲)$$

در الگوی (۱۲) تغییر پذیری های قیمت گیلاس تک‌دانه تابعی از افزایش ها و کاهش های قیمت گیلاس خوشه‌ای و وقفهٔ میزان‌های منفی و مثبت جزء اخلال هم انباشته است. β_{Tp}^{+} نشان‌دهنده‌ی $\Delta TP_{t-i} \rangle 0$ و β_{Tp}^{-} نشان‌دهنده‌ی $\Delta TP_{t-i} \langle 0$ می‌باشد. Φ^{+} برای وقفهٔ اول مقادیر مثبت جزء

اخلال، ($\hat{\varepsilon}_{TKh,t-1}\rangle 0$) و Φ^- برای وقفه اول میزان‌های منفی جزء اخلال ($\hat{\varepsilon}_{TKh,t-1}\rangle 0$) به کار رفته است. دیگر متغیرها نیز پیشتر تعریف شده‌اند.

۵- آزمون ارزیابی انتقال قیمت

به‌منظور بررسی انتقال قیمت در بلندمدت، با استفاده از آزمون تصحیح خطا، باید فرضیهٔ برابر بودن ضریب‌های 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 می‌شود که فرضیه صفر این آزمون در هر یک از الگوها معادل انتقال متقارن قیمت است. با توجه الگوهای انتقال قیمت گیلاس بیان شده در قسمت‌های پیش، فرض $H0$ آن‌ها به صورت رابطه (۱۳) بیان می‌شود:

$$H_0: \quad \pi^+ = \pi^- \qquad \Phi^+ = \Phi^- \qquad (۱۳)$$

نخستین عبارت از فرضیهٔ صفر (۱۳) بیان می‌کند که هرگونه انحراف مثبت و یا منفی از رابطهٔ بلندمدت بین قیمت خرده‌فروشی و قیمت عمده‌فروشی الگو، اثر یکسان و متقارنی بر تغییرپذیری‌های قیمت خرده‌فروشی دارد. عبارت‌های دوم فرضیه، وجود این اثر متقارن را بین قیمت گیلاس تک‌دانه و قیمت گیلاس خوشه‌ای را نشان می‌دهد. در بررسی ادبیات انتقال قیمت بیان شد که در الگوهای تصحیح خطا نمی‌توان تقارن در بزرگی انتقال قیمت را آزمون کرد اما تقارن در سرعت انتقال قیمت را می‌توان آزمون کرد. برای ارزیابی چگونگی سرعت انتقال قیمت یا انتقال قیمت در کوتاه‌مدت فرضیه متغیرهای افزایش و کاهش قیمت‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد که به صورت رابطه (۱۴) تصریح می‌شود:

$$H_0: \quad \mu_{1,1} = \mu_{2,1},\ \mu_{1,2} = \mu_{2,2}, \ldots\ldots, \mu_{1,L1} = \mu_{2,L2} \qquad \beta_{1,1} = \beta_{2,1},\ \beta_{1,2} = \beta_{2,2}, \ldots\ldots, \beta_{1,M1} = L_{2,M2} \qquad (۱۴)$$

در اولین عبارت فرضیهٔ صفر نشان داده شده در رابطه (۱۴)، فرضیهٔ برابری تک‌تک 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 گیلاس در همهٔ دوره‌ها به یک میزان به قیمت‌های خرده‌فروشی منتقل می‌شود. همچنین تاثیر یک تغییر قیمت عمده‌فروشی گیلاس، 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 گیلاس تک‌دانه به قیمت گیلاس خوشه‌ای آزمون می‌شود. نبود تقارن در سرعت انتقال قیمت‌ها به این معناست که افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت گیلاس تک‌دانه با طی فاصلهٔ زمانی یکسانی به قیمت گیلاس خوشه‌ای منتقل نمی‌شوند و با افزایش قیمت تک‌دانه، قیمت گیلاس خوشه‌ای به سرعت افزایش می‌یابد درحالی‌که با کاهش قیمت گیلاس تک‌دانه، پس از گذشت یک مدت زمان مشخص، قیمت گیلاس 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 گیلاس 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 گیلاس 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 بلند مدت قیمت گیلاس بین سطوح عمده‌فروشی- خرده‌فروشی و ارقام تک‌دانه-خوشه‌ای، در نخستین گام ایستایی متغیرهای مورد

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)

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

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

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 عمده‌فرو شی گیلاس، قیمت گیلاس خو شه‌ای و قیمت گیلاس تک‌دانه) ایستا شده‌اند.

نتایج برر سی طول وقفه بهینه بر مبنای یک الگوی خود تو ضیح 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	۰
43/82	43/92	43/75	$3/46+10^{16}$	302/14	2050/63	*1*
43/66*	43/82*	43/55	$2/83+10^{16}$	25/34	-2037/25	*2*
43/67	43/90	43/52*	$2/74+10^{16}$	10/32*	-2031/67	*3*
43/74	44/03	43/54	$2/81+10^{16}$	5/23	-2028/78	*4*

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

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	$2/13+^{1013}$	*NA*	*-1834/41*	*0*
32/86	32/95*	32/79	$6/02+10^{11}$	*357/20*	*-1642/72*	*1*
32/83*	32/98	32/72*	$5/60+10^{11*}$	*14/49**	*-1642/72*	*2*
32/91	33/13	32/77	$5/85+10^{11}$	*3/32*	*-1640/93*	*3*
32/98	32/25	32/79	$5/99+10^{11}$	*5/17*	*-1638/09*	*4*

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

بنابر نتایج ارائه شـده در جدول‌های (۲) و (۳)، پایین‌ترین وقفه‌ای که در آن آماره شـوارتز معنی‌دار شده است برای سطح‌های عمده‌فروشی- خرده‌فروشی و تک‌دانه- خوشه‌ای به ترتیب مربوط به وقفه دوم و وقفه اول می‌باشـد. به عبارتی در برآورد نتایج مربوط به بررسـی انتقال قیمت بین سـطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی وقفه بهینه برابر دو در نظر گرفته می‌شود و در بررسی انتقال قیمت بین رقم‌های تک‌دانه و خو شه‌ای گیلاس وقفه بهینه برابر یک خواهد بود. لازم به یادآوری ا ست با توجه به وقفه بهینه تعیین شده، در برآورد الگوی خود تو ضیح برداری (VAR) از وقفه بهینه تعیین شده استفاده می‌شود ولی برای برآورد الگوی تصحیح خطای توضیح برداری (VECM) و هم انباشتگی از یک وقفه کمتر از وقفه بهینه تعیین شده استفاده می‌شود.

در بررسـی هم انباشـتگی بین قیمت‌های تک‌دانه و خوشـه‌ای، مشـابه متغیرهای قیمت عمده و خرده‌فروشـی گیلاس با بهره‌گیری از آزمون جوهانسـون-جوسـلیوس ارتباط بلندمدت تعادلی بین متغیرها برر سی شده ا ست. برای برر سی این آزمون از دو آماره ماتریس اثر و بی‌شترین مقدار ویژه ا ستفاده می شود. جدول (۴) برر سی نتایج رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های گیلاس تک‌دانه و خوشه‌ای را نشان می‌دهد.

نتایج مربوط به بررسـی رابطه بلندمدت متغیرها در سـطح‌های مورد بررسـی شـامل سـطح‌های قیمت‌های خرده‌فرو شی - عمده‌فروش و تک‌دانه - خو شه‌ای گیلاس به ترتیب در جداول (۴) و (۵) ارائه شده ا ست. لازم به ذکر ا ست که با توجه به طول وقفه بهینه تعیین شده برای هر سطح مورد برر سی در مرحله پیش، برای برر سی هم انبا شتگی بین متغیرها از یک وقفه پایین‌تر از وقفه بهینه تعیین شده استفاده شده است.

جدول(۴)نتایج بررسی آزمون هم انباشتگی 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

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

همان‌گونه که در جدول (۴) هم نشـان داده شـده اسـت، بر مبنای هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقدار ویژه در سـطح اطمینان پنج درصـد، با توجه به اینکه در هر دو آماره مقدار محاسـبه شـده از مقدار بحرانی بزرگ‌تر بوده اسـت لذا وجود یک بردار هم انباشـته یا رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای مورد بررسـی تأیید می‌شـود. بررسـی هم انباشـتگی و ارتباط بلندمدت تعادلی بین متغیرهای قیمت گیلاس تک‌دانه و خو شه‌ای، م شابه متغیرهای قیمت عمده و خرده‌فرو شی گیلاس با بهره‌گیری از آزمون جوهانسون-جوسلیوس بررسی شده است (جدول ۵).

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 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	21/13*	15/49	21/34*	R>=1	R=0
3/84	0/20	3/84	0/20	R>=2	R=1

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

بنابر نتایج نشـــان داده شـــده در جدول (۴-۳۸)، با توجه به اینکه برای هر دو آماره ماتریس اثر و بیشـترین مقدار ویژه در سـطح خطای پنج درصـد مقدار محاسـبه شـده آماره از مقدار بحرانی آن بزرگ‌تر بوده اســـت لذا می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای مورد بررسی برقراراست.

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

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

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 درآغاز 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.

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

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

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 نا شی 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	$0/18_x10^{-1}$	0/25***	تغییرپذیری‌های قیمت خرده‌فروشی با دو وقفه Retail price changes with two lags
13/80	$0/50_x10^{-1}$	0/70***	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت عمده‌فروشی Incremental wholesale price changes
-9/84	$0/88_x10^{-1}$	-0/86***	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت عمده‌فروشی Decreasing wholesale price changes
5/12	$0/66_x10^{-1}$	0/33**	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه Incremental wholesale price changes with a lag
-4/84	$0/51_x10^{-1}$	-0/24**	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت عمده‌فروشی با یک وقفه Declining wholesale price changes with a lag
-13/16	$0/56_x10^{-1}$	-0/74***	وقفه مقدارهای مثبت جزء اخلال lag of positive values of error term
-8/93	$0/16_x10^{-1}$	-0/15**	وقفه مقدارهای منفی جزء اخلال 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 transmition	0/00	انتقال قیمت در کوتاه‌مدت Short run price transmission
انتقال نامتقارن Non-Asymmetric transmition	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

بنابر نتایج ارائه شـــده در جدول (۸)، آزمون تقارن در ســـرعت انتقال قیمت از نظر آماری معنی‌دار ا ست؛ به‌عبارت‌دیگر افزایش‌ها و کاهش‌های تغییرپذیری‌های قیمت عمده‌فرو شی در همه دوره‌ها به یک اندازه به قیمت خرده‌فروشی منتقل نمی‌شود، یعنی سرعت انتقال قیمت گیلاس از عمده‌فروشی به خرده‌فروشـــی نامتقارن اســـت. در مجموع، در وقفه اول تغییرات قیمت عمده‌فروشـــی تاثیر کاهش قیمت ســـریع‌تر از افزایش آن منتقل می‌شـــود ولی در مورد وقفه دوم تغییرات قیمت عمده‌فروشـــی، تاثیر افزایش‌های تغییرپذیری‌های قیمت عمده‌فروشـــی از اثر کاهش‌های آن بر قیمت خرده‌فروش بزرگ‌تر می‌باشد. در نهایت بر مبنای نتایج جدول، انتقال قیمت از عمده‌فرو شی به خرده‌فرو شی هم در کوتاه‌مدت (*p-value*=۰/۰۰) و هم در بلندمدت (*p-value*=۰/۰۰) نامتقارن بوده است.

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

آماره *t* t-statistic	انحراف معیار standard	ضریب Coefficient	متغیرها Variables
10/31	0/16	$1/67^{***}$	تغییرپذیری‌های قیمت گیلاس تک‌دانه با یک وقفه Retail price changes with one lag
0/62	$0/11_x10^{-1}$	$0/07_x10$-1	تغییرپذیری‌های قیمت گیلاس تک‌دانه با دو وقفه Retail price changes with two lag
-10/87	$0/19_x10^{-1}$	$-0/21^{***}$	تغییرپذیری‌های قیمت گیلاس تک‌دانه با سه وقفه Retail price changes with three lag
-1/37	$0/09_x10^{-1}$	-0/01	تغییرپذیری‌های قیمت گیلاس تک‌دانه با چهار وقفه Retail price changes with four lag
11/19	$0/23_x10^{-1}$	$0/26^{***}$	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلاس خوشه‌ای Incremental changes in the price of khoshei
-0/91	0/31	-0/02	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت گیلاس خوشه‌ای Declining wholesale price changes
9/71	$0/47_x10^{-1}$	$0/42^{***}$	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلاس خوشه‌ای با یک وقفه Incremental changes of khoshei cherries price with one lag
4/28	$0/46_x10^{-1}$	$0/19^{**}$	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت گیلاس خوشه‌ای با یک وقفه Declining changes of khoshei cherries price with one lag
10/18	$0/51_x10^{-1}$	$0/52^{***}$	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلاس خوشه‌ای با دو وقفه Incremental changes of khoshei cherries price with two lags

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

آماره t t-statistic	انحراف معیار standard	ضریب Coefficient	متغیرها Variables
11/32	$0/54_x10^{-1}$	$0/62^{***}$	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت گیلاس خوشه‌ای با دو وقفه Declining changes of khoshei cherries price with two lags
10/22	$0/30_x10^{-1}$	$0/30^{***}$	تغییرپذیری‌های افزایشی قیمت گیلاس خوشه‌ای با سه وقفه Incremental changes of khoshei cherries price
10/53	$0/64_x10^{-1}$	$0/67^{***}$	تغییرپذیری‌های کاهشی قیمت گیلاس خوشه‌ای با سه وقفه Declining changes of khoshei cherries price
-10/28	0/16	$-1/65^{***}$	وقفه مقدارهای مثبت جزء اخلال lag of positive values of error term
-13/27	0/18	$-2/48^{***}$	وقفه مقدارهای منفی جزء اخلال lag of negative values of error term
-12/98	22/01	$-285/72^{***}$	عرض از مبدأ intercept

نتیجه Result	مقدار value	آماره‌ها Statistics
انتقال قیمت متقارن Non-Asymmetric transmition	0/53	انتقال قیمت در کوتاه‌مدت Short run price transmission
انتقال قیمت نامتقارن Non-Asymmetric transmition	0/00	انتقال قیمت در بلندمدت Long run price transmission
خودهمبستگی نداریم No-Autocorrelation	1/82	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

بنابر نتایج نشان داده شده در جدول (۹)، بزرگ‌تر بودن قدر مطلق ضریب متغیر وقفه منفی جزء اخلال (۲/۴۸) از قدر مطلق متغیر وقفه مثبت جزء اخلال (۱/۶۵) نشان‌دهنده آن است که تعدیل های کاهشی 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

مسئله خودهمبستگی در الگوی برآورد شده وجود ندارد. آماره جارکوبرا با مقدار ۴۸/۳۰ 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 افزایش ها و کاهش های تغییرپذیری‌های قیمت گیلاس خوشه‌ای در همه دوره‌ها به یک اندازه به قیمت تک‌دانه منتقل می‌شود و سرعت انتقال قیمت از سطح گیلاس خوشه‌ای به گیلاس تک‌دانه متقارن بوده و در کوتاه‌مدت افزایش و کاهش قیمت‌های گیلاس خوشه‌ای به یک اندازه به قیمت گیلاس تک‌دانه منتقل می شوند لذا در کوتاه‌مدت بازار گیلاس دارای کارایی منا سبی بوده ا ست. همچنین فر ضیه صفر مبتنی بر تساوی ضریب‌های وقفه مثبت و منفی اجزای اخلال با ا ستفاده از آزمون والد نشان داد که ضریب‌ها از لحاظ آماری باهم اختلاف معنی‌داری دارند به‌طوری‌که در آن *P-Value* برابر صفر (۰/۰۰) بوده است و درنتیجه فرض صفر مبنی بر وجود تقارن در انتقال قیمت از سطح گیلاس خوشه‌ای به گیلاس تک‌دانه رد شده و انتقال قیمت در بلندمدت نامتقارن بوده است. این انتقال نامتقارن قیمت منفی بوده و به معنای واکنش قوی‌تر قیمت گیلاس تک‌دانه به کاهش قیمت‌های گیلاس خو شه‌ای، ن سبت به افزایش آن می‌با شد. لازم به یادآوری ا ست 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 گیلاس نشان داد که تعدیلات افزایشی قیمت از عمده‌فروشی به خرده‌فروشی سریع‌تر از تعدیل‌های کاهشی آن منتقل می‌شود. همچنین بر اساس نتایج سرعت انتقال قیمت گیلاس 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 برر سی انتقال قیمت از سطح گیلاس خو شه‌ای به تک‌دانه ن شان داد که تعدیل‌های کاهشی قیمت از گیلاس خوشه‌ای به گیلاس تک‌دانه سریع‌تر از تعدیلات افزایشی آن انتقال می‌یابند. بنابر نتایج برر سی انتقال قیمت، مقدار انتقال قیمت از سطح گیلاس خو شه‌ای به گیلاس تک‌دا نه متقارن بوده است و به‌عبارت‌دیگر در کو تاه مدت افزایش و کاهش قیمت های گیلاس

خوشـــه‌ای به یک اندازه به قیمت گیلاس تک‌دانه منتقل می‌شـــوند لذا در کوتاه‌مدت بازار گیلاس دارای کارایی منا سبی بوده ا ست. همچنین برر سی فر ضیه صفر مبتنی بر تساوی ضریب‌های وقفه مثبت و منفی اجزای اخلال با ا ستفاده از آزمون والد ن شان داد که ضریب‌های از لحاظ آماری باهم اختلاف معنی‌داری در سطح یک در صد دارند و درنتیجه فرض صفر مبنی بر وجود تقارن در انتقال قیمت از ســطح گیلاس خوشــه‌ای به گیلاس تک‌دانه رد شــده و انتقال قیمت در بلندمدت نامتقارن بوده اســـت. این انتقال نامتقارن قیمت منفی بوده و به معنای واکنش قوی‌تر قیمت گیلاس تک‌دانه به کاهش قیمت‌های گیلاس خو شه‌ای، ن سبت به افزایش آن می‌با شد. نتیجه بد ست‌آمده هم سو با نتایج بررسی‌های *Barikani and Amjadi (2016)* می‌باشد که در پژوهش خود نشان دادند، در بازار مرکبات سرعت تعدیل تکانه(شوک)های افزایشی بیشتر از تاثیر تکانه‌های کاهشی است.

با توجه به نتیجه نبود تقارن بلندمدت از سطح‌های عمده‌فرو شی به خرده‌فرو شی ضرورت دارد تا سیا ست‌گذاری‌های مبتنی بر تنظیم بازار در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌ها یکسان برنامه‌ریزی ن شوند. درواقع در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت‌ها انتخاب اثرگذاری ابزارهای سیا ستی مبتنی بر توجه به این نبود تقارن در بلندمدت باشـــد. همچنین با توجه به انتقال متقارن قیمت از گیلاس خوشــه‌ای به تک‌دانه می‌توان به این جمع‌بندی و پیشـــنهاد ضــروری رســید که تنظیم قیمتی بازار گیلاس خوشــه‌ای درنهایت می‌تواند نتایج یکســانی در بازار گیلاس تک‌دانه منجر شــود و لذا نیاز به سیاست‌گذاری متفاوت برای تنظیم قیمت‌ها در دو بازار گیلاس 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)

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>. (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 – Jahad. (2020) Statistical yearbooks of the Ministry of Agriculture – Jahad, < 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>.

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.

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. Agri*cultural Economics 64(4): 186–196.*

Doi: 10.22034/IAES.2023.1996406.1983

Agricultural Economics/Volume 17/Issue 4/1402

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

Atabak Kazempoor Kahriz, Hamed Rafiee, Seyed Safdar Hosseini [1]

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

[1] 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)