Agricultural Economics and Development
Vol.31, No.122, Summer 2023

Research Paper

Market Integration and Global Leadership in Corn Prices

M. Mohammadi [1], *S. Yazdani* [2]

Received: 21 May, 2021 Accepted: 2 March, 2023

Introduction: As one of the most important grains in the diet of humans and animals, corn is at the center of global food security all over the world, and as one of the most basic crops, it plays a strategic and important role in the food industry, livestock and poultry nutrition. Every year, Iran supplies a large amount of corn through imports, and this issue, along with the increasing trend of dependence on corn, has made the country as one of the major importers of corn in the world. Considering the importance and position of corn in supplying Iran's food chain as well as the country 's high dependence on corn imports from other countries and to maintaining the supply chain, given the influence of different corn markets on each other both in global and domestic dimensions, it is necessary to study the global corn market and the producers who are in charge of leading this market in order to plan the economic and sustainable import of corn needed by the country.

Materials and Methods: In this paper, by studying the price behavior of corn in the market of corn producing countries in the world, including Brazil, Ukraine, Russia, India, USA and Argentina, the hypothesis of corn market integration and the Law of One Price (LOP) were tested. The data used were monthly and from September 2004 to December 2021. In this research, the definition of price leadership proposed by Seaton and Waterson (2013) was used. According to this definition, a market leader first announces a price change and other suppliers accept and follow it. This definition is specially applied to the analysis of time series data and it allows applying cointegration techniques for non-stationary time series data.

1. Corresponding Author and PhD Graduate in Agricultural Economics, Payam-e Noor University (PNU), Tehran, Iran (as.mohsen.mohammadi@gmail.com).
2. Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Economics and Development, University of Tehran, Karaj, Iran.

DOI: 10.30490/AEAD.2023.358025.1425

Results and Discussion: The study results showed that the global corn trade was formed in a fully integrated market and the data of each market like price fluctuation signals were transmitted to each other; in addition, the global corn market would follow the LOP and the goods of each market were perfect would substitute for each other. The price leadership test also showed that the United States had a leading role in the market due to the high production and supply of corn, and other producers adjusted the price of their product based on the price discovered in the US market.

Conclusions: Since the supply of strategic goods of Iran is mainly the responsibility of the government, Identifying the supply and pricing of corn in the world market can help policymakers in planning corn imports. Considering the tension between Russia and Ukraine as the two largest producing countries and exporters of corn in the world as well as the tense relationship between Iran and the United States of America, it is very important to know the performance of other competitive countries in the market and the possibility of replacing them in supplying the corn needed by Iran. Usually, third countries take advantage of these conditions in the form of an intermediary market, they tend to buy corn at the world price and sell it to the client countries at their desired price. The intensity of price transmission between markets may affect the response speed of food supply traders. Therefore, it is necessary to develop an efficient marketing system in the supply and distribution of corn required by the domestic sector among consumers. According to the approved hypothesis of the corn LOP, the goods of this market are completely substitutes for each other. Therefore, in case of discovering the impact of corn price of the countries trading with Iran on price shocks from the US, it is possible to import the country's required corn at the right time and at the right price. It is also suggested that by making investments in increasing corn production in the country along with the dialogue between regional markets, especially India as one of the largest producers of corn and Iran's trading partner, which the cost of transporting the cargo purchased from it as an important and effective factor in the price is much lower than other exporters, there may be reduced the negative effects of market shocks when the price or corn supply shocks occur.

Keywords: *Global Market, Corn, Market Integration, Price Leadership.*

JEL Classification: C30, D40, G13

اقتصاد کشاورزی و توسعه

سال ۳۱، شماره ۱۲۲، تابستان ۱۴۰۲

مقاله پژوهشی

یکپارچگی بازار و رهبری جهانی قیمت محصول ذرت

محسن محمدی[۱]، سعید یزدانی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۳۱

چکیده

ایران، همه‌ساله، مقدار زیادی از ذرت مورد نیاز خود را از طریق واردات تأمین می‌کند؛ و بر اثر همین موضوع، در کنار روند افزایشی وابستگی به ذرت، ایران به یکی از کشورهای واردکننده عمده ذرت در جهان تبدیل شده است. در مطالعهٔ حاضر، با ارزیابی رفتار قیمتی ذرت در بازار کشورهای عمده تولیدکننده شامل برزیل، اوکراین، روسیه، هند، ایالات متحده آمریکا و آرژانتین، فرضیه یکپارچگی بازار ذرت بررسی شد و قانون قیمت واحد مورد آزمون قرار گرفت. داده‌های مورد استفاده به‌صورت ماهانه و از مهر ۱۳۸۳ تا دی ۱۴۰۰ صورت گرفت. طبق نتایج به‌دست‌آمده، مشخص شد که تجارت جهانی ذرت در یک بازار کاملاً یکپارچه شکل می‌گیرد و داده‌های هر بازار مانند علائم نوسان قیمت به یکدیگر منتقل می‌شود؛ همچنین، بازار جهانی ذرت از قانون قیمت واحد پیروی کرده و کالای هر بازار یک جانشین کامل برای بازار دیگر بوده است. افزون بر این، با آزمون رهبری قیمت، مشخص شد که ایالات متحده آمریکا، به‌دلیل تولید و عرضه بالای ذرت، دارای نقش رهبری قیمت در بازار است و دیگر تولیدکنندگان قیمت محصول خود را بر اساس قیمت کشف‌شده در بازار آمریکا تنظیم می‌کنند.

کلیدواژه‌ها: *بازار جهانی، ذرت، رهبری قیمت، یکپارچگی بازار.*

طبقه‌بندی JEL : C30, D40, G13

۱- نویسندهٔ مسئول و دانش‌آموختهٔ دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
(as.mohsen.mohammadi@gmail.com)
۲- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

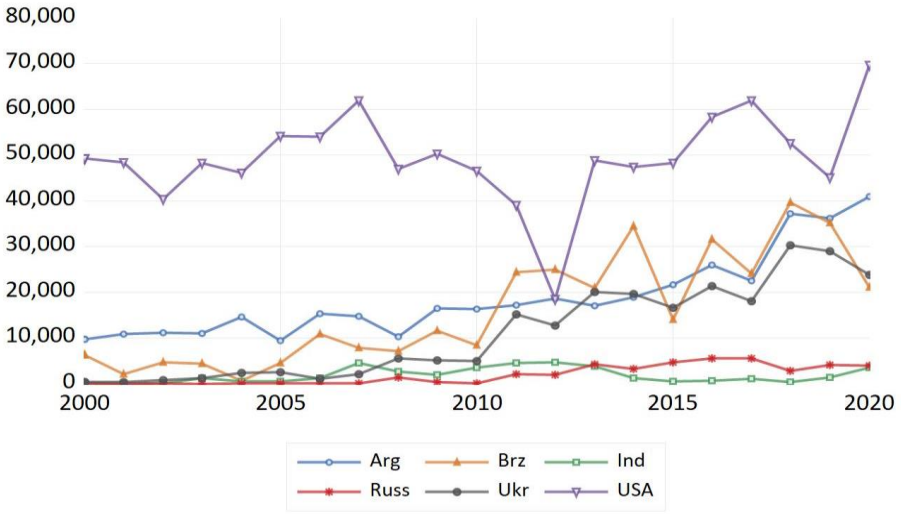
DOI: 10.30490/AEAD.2023.358025.1425

مقدمه

ذرت، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین غلات در رژیم غذایی انسان‌ها و حیوانات در سرتاسر جهان، در مرکز امنیت غذایی جهانی قرار دارد و به‌عنوان یکی از اساسی‌ترین محصولات زراعی، نقش راهبردی و مهم در صنایع غذایی و تغذیه دام و طیور ایفا می‌کند (Taheri and Mousavi, 2010; Nessabian et al., 2011; Wu and Guclu, 2013). به همین دلیل و با توجه به ارزش بالای غذایی ذرت، از آن به‌عنوان سلطان غلات یاد می‌شود (Rani et al., 2017; Fekari et al., 2013). معمولاً از ذرت در تولید روغن ذرت، گلوتن، نشاسته ذرت، شربت ذرت، دکستروز[1] (عمدتاً در صنعت داروسازی)، نوشابه، اتانول، پلاستیک، کاغذ، تنقلات و صبحانه، آرد و ... استفاده می‌شود (Chogan, 2011). ایران یکی از ۱۶۰ کشوری است که در آن، کشت ذرت امکان‌پذیر است. هرچند، در سال‌های اخیر، ایران شاهد رشد سطح کشت، عملکرد و تولید ذرت در داخل کشور بوده است، اما به‌علت روند رو به رشد تقاضای داخلی، همه‌ساله، مقدار قابل توجهی ذرت مورد نیاز از خارج وارد می‌شود (Taheri et al., 2010; IRICA, 2022). از این‌رو، طی دهه اخیر، ایران به یکی از بزرگ‌ترین واردکنندگان ذرت در جهان تبدیل شده است، به‌گونه‌ای که در سال ۲۰۲۰، ایران پس از ژاپن، مکزیک، کره جنوبی و ویتنام پنجمین کشور واردکننده ذرت در جهان به‌شمار می‌رود (Shahbandeh, 2022). طبق آمار گمرک کشور، ایران در سال ۱۳۸۰ مقدار ۱/۷ میلیون تن ذرت وارد کرده، که این مقدار در سال ۱۴۰۰ به ۹/۷ میلیون تن افزایش یافته است (IRICA, 2022). از طرف دیگر، کشورهایی مانند ایالات متحده آمریکا، چین، برزیل، آرژانتین، اوکراین و هند از بزرگ‌ترین تولیدکنندگان و ایالات متحده آمریکا، آرژانتین، برزیل، اوکراین، هند و روسیه از بزرگ‌ترین صادرکنندگان ذرت در جهان در سال ۲۰۲۰ به‌شمار می‌روند، به‌گونه‌ای که در سال ۲۰۲۰، آمریکا ۶۹ میلیون تن، آرژانتین چهل میلیون تن، اوکراین ۲۳ میلیون تن، برزیل ۲۱ میلیون تن، روسیه چهار میلیون تن و هند ۳/۵ میلیون تن ذرت مازاد بر مصرف خود را به بازارهای جهانی صادر کردند (Shahbandeh, 2022). تولید ذرت، در کنار نیاز فراوان به رطوبت و آب، وابستگی زیادی به درجه مکانیزاسیون در مراحل تولید دارد و از این‌رو، در خصوص برداشت ذرت، کشورهای پیشرفته از لحاظ مکانیزاسیون کشاورزی عملکرد بهتری در واحد سطح دارند (Georgieva et al., 2017; Bougari et al., 2020). طبق بررسی‌ها، طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰، کشورهای مختلف در تأمین ذرت ایران نقش داشته‌اند. اما با کمی دقت در اسامی این کشورها، واضح است که برخی از این کشورها صرفاً نقش کشور واسط را داشتند، بدون اینکه توان تولید یا صادرات مازاد ذرت را داشته باشند و برخی دیگر نیز

1. dextrose

به‌دلایل مختلف، از بازار ایران حذف و با کشورهای تأمین‌کننده دیگر جایگزین شده‌اند (مانند کشورهای امارات متحده عربی، ایسلند، زامبیا، لبنان و ...) و در این میان، کشورهای متعددی نیز به حفظ سهم خود در تأمین ذرت مورد نیاز ایران پرداخته‌اند (IRICA, 2022). از سوی دیگر، طی بیست سال گذشته، آمریکا همواره سهم عمده خود را در تولید و عرضه ذرت در بازار جهانی حفظ کرده و همان‌گونه که در شکل ۱ مشخص است، کشورهایی مانند برزیل، آرژانتین و اوکراین نیز طی سال‌های گذشته، در حال رقابت برای به‌دست آوردن سهم بیشتر از بازار تجارت جهانی ذرت بوده‌اند (USDA, 2022).



شکل ۱- نمودار صادرات ذرت کشورهای مورد مطالعه (هزار تن/ سال)

افزون بر این، کشورهایی که در تأمین برخی از اقلام محصولات کشاورزی خود به دیگر تولیدکنندگان و بازار جهانی وابسته‌اند، به‌شدت از نوسان‌های قیمت و عرضه کالا تأثیر می‌پذیرند، به حدی که شاید امنیت غذایی آنها تحت‌الشعاع قرار گیرد (Puma et al., 2015; d'Amour et al., 2016; Fathi and Ghorbanian, 2021). اگرچه ذرت بیشترین تجارت را در جهان دارد، اما فقط تعداد اندکی از کشورها تولیدات ذرت خود را صادر می‌کنند، گویای آنکه قیمت ذرت ممکن است از تولید و صادرات آن در بازار این کشورها تأثیرپذیر باشد (Zelingher et al., 2021; Pierre and Kaminski, 2019). زلینگر و همکاران (Zelingher et al., 2021)، با مطالعه بازار جهانی ذرت، نشان دادند که تکانه‌های

ناشی از بازار آمریکای شمالی بیشترین تأثیر را در بازار جهانی ذرت دارد. آنها دریافتند که کاهش اندک عملکرد ذرت در آمریکای شمالی می‌تواند احتمال افزایش قیمت ذرت در مقیاس جهانی را افزایش دهد. آرنید و هافمن (Arnade and Hoffman, 2016) نیز به بررسی نحوه تأثیر قیمت ذرت در بازار جهانی در حضور میزان صادرات کشورهای آمریکا، برزیل، آرژانتین و اوکراین پرداختند. طبق یافته آنها، در سایه افزایش صادرات اوکراین بین سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴، فرآیند کشف و سلطه آمریکا بر قیمت جهانی ذرت کاهش یافت؛ اما پس از آن، مجدداً این کشور، به‌لیل افزایش صادرات و حجم عرضه، نقش کلیدی در رهبری قیمت جهانی ذرت ایفا کرده است. داونپورت و همکاران (Davenport et al., 2016) نیز به بررسی تأثیر قیمت بازار جهانی ذرت و تغییرات بازار داخلی ذرت بر قیمت ذرت مکزیک پرداختند. طبق یافته‌های پژوهش آنها، قیمت ذرت مکزیک متأثر از قیمت جهانی بوده و اما پس از مدتی، این اثرات کمتر شده و تأثیر بازار داخلی بر قیمت بیشتر شده است. بنابراین، تکانه‌های ناشی از تغییرات قیمت و عرضه تولیدکنندگان عمده ذرت در جهان به دیگر بازارها را نمی‌توان نادیده گرفت و تأثیر آن کاملاً مشهود است.

بر اساس یکی از اصول کلیدی اقتصاد، بازارها اجازه می‌دهند که تغییرات قیمت صادرات مکانی و عمودی به یکدیگر منتقل شوند؛ اقتصاددانان نیز همیشه به ارتباط بین قیمت‌ها علاقه نشان داده، بر این باورند که قیمت هم در حضور دیگر عوامل مانند ویژگی‌های محصول و هزینه حمل‌ونقل به‌طور مشابه در تعادل بازار اهمیت دارد (Asche et al., 2007; Conforti, 2004). بنابراین، تجزیه‌وتحلیل روابط قیمت‌های متنوع می‌تواند وسیله‌ای تعیین‌کننده برای درک یکپارچگی بازار یا به‌طور دقیق‌تر، کارآیی بازار باشد (Srikanth et al., 2019). مفهوم یکپارچگی در بازار زمانی به‌کار گرفته می‌شود که یک شبکه ارتباطی بین بازارهای مختلف برای یک کالای مشخص در مکان‌های گوناگون ایجاد شود. این شبکه ارتباطی باعث انتقال داده‌های هر بازار مانند علائم نوسان قیمت به یکدیگر می‌شود، که معمولاً این پویایی را با حرکت قیمت‌ها در بازار نشان می‌دهند (Bellon, 2010; Anderson et al., 2010). بنابراین، اگر قیمت یک کالای معین در دو یا چند بازار در طول زمان با هم حرکت کنند، اصطلاحاً آن بازار را یکپارچه می‌گویند (Honfoga et al., 2018). به‌طور کلی، ادبیات پیش‌گفته بیانگر این موضوع است که در سطح جهانی، قیمت محصول ذرت از قیمت جهانی تأثیر پذیرفته و در بیشتر موارد، قانون قیمت واحد[1] برقرار است؛ قانون یادشده دلالت بر این دارد که قیمت‌ها ممکن است در طول زمان متناسب با یکدیگر حرکت کنند و از یکدیگر تأثیر بپذیرند.

1. Law of One Price (LOP)

رانی و همکاران (Rani et al., 2017) به بررسی یکپارچگی بازارهای ذرت کشور هند پرداختند. طبق نتیجه مطالعه آنها، مشخص شد که بازار ذرت هند کاملاً یکپارچه بوده و تکانه‌های قیمتی وارده به بازارهای پیشرو به دیگر بازارها نیز منتقل می‌شود. یامی و همکاران (Yami et al., 2017) موضوع رهبری قیمت در بازارهای عمده ذرت منطقه‌ای در اتیوپی را مورد پژوهش قرار دادند. بر اساس یافته‌های مطالعه آنها، بازار عمده‌فروشی ذرت آدیس‌آبابا بر شکل‌گیری قیمت ذرت در تمام بازارهای منطقه‌ای مورد بررسی برای این محصول تأثیر می‌گذارد. بر همین اساس، در صورت مداخله مؤثر و هدف‌دار در بازار پیشرو، می‌توان با موفقیت برای بازارهای مازاد ذرت و مصرف محلی بر تکانه‌های قیمتی نامطلوب غلبه کرد.

البته، برقراری قانون قیمت واحد نیازمند پیش‌نیازهای ضروری شامل عدم وجود اصطکاک تجاری، وجود رقابت آزاد و انعطاف‌پذیری در قیمت‌هاست (Feenstra and Taylor, 2011). فرضیه نقش رهبری قیمت یک مفهوم مهم از یکپارچگی بازار است که پیامدهای سیاستی ویژه برای کشورهای در حال توسعه دارد (Ravallion, 1986). به باور سبالوس و همکاران (Ceballos et al., 2017)، که به بررسی تغییرات قیمت غلات و تأثیرپذیری بازارهای محلی از تجارت جهانی در کشورهای در حال توسعه پرداختند، با افزایش صادرات و یا واردات غلات توسط کشورهای در حال توسعه، تأثیرپذیری بازارهای محلی از بازارهای جهانی نیز افزایش می‌یابد. در صورت اثبات یکپارچگی در بازار داد و ستد ذرت و وجود عامل رهبری قیمت در بازار، نظارت دولت‌ها و مداخله در انحرافات از قیمت و تکانه‌های وارده آسان‌تر می‌شود و در نهایت، ممکن است با تجزیه‌وتحلیل تکانه‌های وارد به بازار و اعمال تدابیر لازم منجر به تثبیت قیمت غلات در داخل و سهولت در تجارت بازار بین‌المللی شود (Sadoulet and Janvry, 1995; Asche et al., 2012).

ایران با جمعیت بیش از ۸۴ میلیون نفر وابستگی زیادی به تأمین ذرت از کشورهای تولیدکننده عمده ذرت در جهان دارد که در صورت بروز هرگونه خلل و نوسان در تأمین ذرت مورد نیاز، می‌تواند به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم امنیت غذایی کشور را با مخاطره روبه‌رو کند. بنابراین، با توجه به اهمیت و جایگاه ذرت در تأمین زنجیره غذایی کشور و وابستگی بالای ایران به واردات این محصول از دیگر کشورها در کنار حفظ زنجیره تأمین و با توجه به تأثیرپذیری بازارهای مختلف ذرت از یکدیگر، چه در ابعاد جهانی و چه در ابعاد داخلی، شناخت بازار جهانی ذرت و تولیدکنندگان دارای نقش رهبری و هدایت این بازار برای برنامه‌ریزی در زمینهٔ واردات اقتصادی و پایدار ذرت مورد نیاز کشور ضروری به‌نظر می‌رسد. بر همین اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی بازار جهانی صادرات ذرت و نقش تولیدکنندگان

عمده در رهبری قیمت و شناسایی تأثیر تکانه‌های وارده از سوی آنها بر دیگر صادرکنندگان به‌منظور شناسایی زودهنگام تغییرات قیمت است.

مواد و روش‌ها

تحقیق حاضر با بهره‌گیری از تعریف «رهبری قیمت» پیشنهادشده از سوی سیتون و واترسون (Seaton and Waterson, 2013) استفاده شده است که بر اساس آن، یک رهبر بازار، نخست، تغییر قیمت را اعلام می‌کند و دیگر تأمین‌کنندگان آن را پذیرفته، از آن تبعیت می‌کنند. این تعریف به‌ویژه برای تجزیه‌وتحلیل داده‌های سری‌های زمانی کاربرد دارد و استفاده از شیوه‌های هم‌انباشتگی برای سری‌های زمانی نامانا را امکان‌پذیر می‌سازد. رهبری قیمت زمانی اتفاق می‌افتد که سایر تولیدکنندگان، برای همان کالا و در یک جهت و تقریباً به همان میزان، به‌طور موقت، تغییرات قیمت یک تولیدکننده را دنبال کنند. علاوه بر این، این کار، به‌طور مداوم، در یک دوره زمانی طولانی اتفاق می‌افتد. بنابراین، بسیار بعید است که این اتفاق به‌طور تصادفی رخ دهد. در زمینه تحلیل سری‌های زمانی، این تعریف با برون‌زایی ضعیف قیمت یک تولیدکننده در ارتباط با قیمت‌های دیگر تولیدکنندگان، در صورت یکپارچگی کامل بازارها، منطبق است؛ به دیگر سخن، زمانی که بازارها کاملاً یکپارچه شوند، در صورت آزمون برون‌زایی ضعیف، تنها یک روند تصادفی مشترک وجود دارد، که همان روند هدایت‌کنندهٔ قیمت‌هاست. علاوه بر این، اگر قانون قیمت واحد حفظ شود، باید قیمت‌ها در بلندمدت به سمت یکنواختی گرایش پیدا کنند. بنابراین، زمانی که تنها یک تولیدکننده در تعیین قیمت وجود داشته باشد، روند تصادفی رایج به‌طور کامل بازتابی از تکانه‌های تجربی واردشده به قیمت آن تولیدکننده است. این تکانه‌ها، به‌دلیل وجود قانون قیمت واحد، به‌طور کامل، به قیمت‌های تولیدکنندگان باقی‌مانده منتقل می‌شوند و می‌توان گفت که در طول زمان، تولیدکنندگان باقی‌مانده از رهبر پیروی می‌کنند (Delgado, 1986).

برای اینکه بازارها یکپارچه شوند، باید دو شرط اساسی وجود داشته باشد: یکی آنکه قیمت‌ها همبسته باشند؛ یعنی، قیمت‌ها در کنار یکدیگر اما در سطوح مختلف تعیین‌شده توسط هزینه‌های معامله حرکت کنند (شرایط لازم و در عین حال، ناکافی برای یکپارچگی بازار) و دیگر آنکه کالاها بین بازارها جریان داشته باشند؛ یعنی، بازارها از طریق تجارت یکپارچه شوند که باعث انتقال قیمت از یک بازار به بازار دیگر می‌شود (شرط لازم و کافی برای یکپارچگی بازار).

بر همین اساس، با اندازه‌گیری میزان جانشینی کالا، می‌توان تحلیل کرد که کالاها تا چه اندازه با هم رقابت می‌کنند. در واقع، اگر کالاها جانشین یکدیگر باشند، در همان بازار رقابت می‌کنند و مصرف‌کنندگان و یا تولیدکنندگان، کالا را تا حدی قابل جانشینی با کالای دیگر می‌دانند. این فرضیه برگرفته از دیدگاه بازار ارائه‌شده توسط کورنات (Cournot, 1971)، مارشال (Marshall, 1947)، کسل (Cassel, 1918) و استیگلر (Stigler, 1969) است. برای بازارهای کاملاً یکپارچه یا جانشین کامل، باید در جایی که تفاوت قیمت ناشی از کیفیت محصول و یا هزینه حمل‌ونقل است، آربیتراژ کالا (اختلاف قیمت یک کالا در بین چند بازار) به تبعیت قیمت از روند حاکم منجر شود. طبق نظریهٔ کورنات (Cournot, 1971)، مهم است که تفاوت قیمت بیش از هزینه حمل‌ونقل نباشد. در یک محیط پویای تصادفی، تعدیل قیمت ممکن است زمان‌بر باشد. بنابراینریال هنگامی که کالاها کاملاً جانشین یکدیگرند، قیمت‌ها در طول زمان نزدیک به یکدیگر حرکت می‌کنند و تفاوت قیمت‌ها به یکنواختی تمایل پیدا می‌کند. در نتیجه، در حالت ایستا، قانون قیمت واحد حاکم خواهد شد.

با توجه به نظریه‌های یادشده، اگر p_{1t} و p_{2t} ، به‌ترتیب، قیمت کالاهای ۱ و ۲ باشد، رابطه (۱) می‌تواند فرضیه قانون قیمت واحد را مورد آزمون قرار دهد:

$$ln(p_{1t}) = \beta_1 + \beta_2 ln(p_{2t}) + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن، β_1 و β_2 پارامترها و ε_t جزء خطای معادله است.

اگر فرضیه صفر ($\beta_2 = 1$) را نتوان رد کرد، قانون قیمت واحد در بازار حاکم است، بدین معنی که قیمت کالاها در بازار یکسان شکل گرفته و ارتباط قیمت‌ها در طول زمان ثابت است. از طرف دیگر، اگر فرضیه صفر ($\beta_2 = 0$) را نتوان رد کرد، کالاهای مورد مطالعه جانشین نیستند. همچنین، فرضیه تفاوت آماری β_1 از صفر را می‌توان به‌عنوان تأثیر هزینه حمل‌ونقل و یا تفاوت کیفیت محصول در نظر گرفت. اگر $0 < \beta_2 < 1$ باشد، بازار کاملاً یکپارچه نیستند و محصولات جانشین ناقص هستند (Salazar and Dresdner, 2021).

رابطه (۱) را زمانی می‌توان از طریق روش حداقل مربعات جزئی (OLS) برآورد کرد که قیمت محصولات مانا باشد. تجربه ثابت کرده که اغلب داده‌های سری زمانی نامانا است و در حالت عادی، نمی‌توان از روش OLS استفاده کرد. در این زمان، معمولاً از آزمون‌های هم‌انباشتگی (مانند یوهانسون)

استفاده می‌شود. این روش آزمون یکپارچگی بازارها را برای چند محصول امکان‌پذیر می‌سازد. در یک دستگاه (سیستم) با n قیمت، اگر تمام کالاها در یک بازار رقابت کنند، باید n-1 بردار هم‌انباشته و یک روند تصادفی مشترک وجود داشته باشد. چنانچه کمتر از n-1 بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که برخی از کالاها در یک بازار رقابت نمی‌کنند. علاوه بر این، با آزمایش برون‌زایی ضعیف، می‌توان اطلاعاتی در مورد رهبری قیمت به‌دست آورد.

از آنجا که در تحقیق حاضر، از داده‌های سری زمانی قیمت ذرت شش کشور به‌صورت هم‌زمان استفاده شده است، از مدل خودتوضیح برداری هم‌انباشته[1] برای آزمون هم‌انباشتگی قیمت‌ها در نرم‌افزار OxMetrics 8.1 استفاده شده است. الگوی[2] شامل یک الگوی معادلات هم‌زمان است که در آن، هر معادله برابر است با یک رگرسیون از یک متغیر نسبت به مقادیر با وقفه خودش و مقادیر با وقفه سایر متغیرها در الگو (Fekari et al., 2013). مزیت نرم‌افزار OxMetrics در تخمین معادلات اقتصادی نسبت به دیگر نرم‌افزارها وجود افزونه‌های تخصصی تخمین مدل خودتوضیح برداری با قابلیت اعمال آزمون‌های مد نظر پژوهشگر است (Doornik and Juselius, 2018).

داده‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر مربوط به قیمت ماهانه ذرت صادراتی شش کشور عمده صادرکننده ذرت در دنیا شامل آمریکا، روسیه، اوکراین، برزیل، هند و آرژانتین از مهر ۱۳۸۳ تا دی ۱۴۰۰ است که از پایگاه‌های آماری ثبت وقایع تجاری کشورها شامل ایندکس‌موندی (IndexMundi, 2022)، وزارت کشاورزی ایالات متحده آمریکا[3] و آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران تهیه شده است. در پژوهش حاضر، از فرم لگاریتم داده‌ها به‌منظور اجتناب از داده‌های پرت و کاهش اثرات داده‌های چوله به راست و همچنین، از علائم LnBrz، LnUkr، LnRus، LnInd، LnUs و LnArg، به‌ترتیب، برای نشان دادن لگاریتم قیمت ذرت صادراتی برزیل، اوکراین، روسیه، هند، آمریکا و آرژانتین استفاده شده است.

1 . Cointegrated Vector Auto-Regressive (CVAR)
2 . Vector Auto-Regressive (VAR)
3. United States Department of Agriculture (USAD)

بنابراین، رابطهٔ کلی معادله خودتوضیح برداری (VAR) در حالت مبسوط برای تحقیق حاضر به‌صورت رابطه (۲) است:

$$
\begin{aligned}
lnUkr_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{1i} lnUkr_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \partial_{1i} lnBrz_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{1i} lnRus_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^{k} \delta_{1i} lnInd_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{1i} lnUS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \omega_{1i} lnArg_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
lnBrz_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{2i} lnUkr_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \partial_{2i} lnBrz_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{2i} lnRus_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^{k} \delta_{2i} lnInd_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{2i} lnUS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \omega_{2i} lnArg_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
lnRus_t &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{3i} lnUkr_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \partial_{3i} lnBrz_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{3i} lnRus_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^{k} \delta_{3i} lnInd_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{3i} lnUS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \omega_{3i} lnArg_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
lnInd_t &= \alpha_4 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{4i} lnUkr_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \partial_{4i} lnBrz_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{4i} lnRus_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^{k} \delta_{4i} lnInd_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{4i} lnUS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \omega_{4i} lnArg_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
lnUS_t &= \alpha_5 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{5i} lnUkr_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \partial_{5i} lnBrz_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{5i} lnRus_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^{k} \delta_{5i} lnInd_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{5i} lnUS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \omega_{5i} lnArg_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
lnArg_t &= \alpha_6 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_{6i} lnUkr_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \partial_{6i} lnBrz_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{6i} lnRus_{t-i} \\
&\quad + \sum_{i=1}^{k} \delta_{6i} lnInd_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \varphi_{6i} lnUS_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \omega_{6i} lnArg_{t-i} + \varepsilon_{1t}
\end{aligned}
\qquad (۲)
$$

که در آن، ε_{1t} جمله اخلال و k تعداد وقفه متغیرهای معادله است.

نتایج و بحث

با توجه به ماهیت ماهانه بودن داده‌ها، لازم است که احتمال وجود ریشه واحد فصلی در سری زمانی مورد آزمون قرار گیرد تا در صورت اثبات فصلی بودن داده‌ها، از تبدیلات لازم و مدل‌های مخصوص داده‌های فصلی استفاده شود. در تحقیق حاضر، از آزمون هگی[1] (Hylleberg et al., 1990) برای بررسی وجود تناوب فصلی در داده‌ها استفاده شده، که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱- نتایج آزمون هگی در خصوص وجود ریشه واحد فصلی و غیرفصلی

کشورهای مورد مطالعه	ریشه واحد غیرفصلی	ریشه واحد فصلی با تناوب				
		۲ ماهه	٤ ماهه	۱۲ ماهه	۳ ماهه	٦ ماهه
ایالات متحده آمریکا	[-۱/۰۱۷۰]	[-۴/۳۴۲] **	[۱۸/۸۹۶] **	[۲۲/۷۴۳] **	[۲۲/۴۴۲] **	[۱۸/۰۷۶] **
روسیه	[-۲/۰۲۹]	[-۴/۳۶۶] **	[۱۳/۰۳۶] **	[۲۰/۳۳۵] **	[۲۷/۲۸۲] **	[۱۳/۶۶۰] **
اوکراین	[-۱/۹۵۰]	[-۴/۱۱۳] **	[۱۲/۵۱۶] **	[۱۶/۳۰۴] **	[۲۲/۴۲۴] **	[۱۲/۲۲۴] **
برزیل	[-۱/۸۷۱]	[-۵/۷۹۰] **	[۱۹/۹۳۶] **	[۱۸/۸۴۹] **	[۲۶/۷۹۷] **	[۲۷/۱۵۹] **
هند	[-۲/۲۱۲]	[-۴/۷۱۷] **	[۲۹/۷۹۲] **	[۳۵/۵۹۳] **	[۱۶/۸۹۵] **	[۲۰/۴۴۵] **
آرژانتین	[-۱/۷۳۵]	[-۵/۰۵۵] **	[۲۳/۴۰۱] **	[۲۱/۷۸۳] **	[۲۲/۸۳۹] **	[۲۳/۵۲۱] **

[.] بیانگر آماره آزمون هگی است. ** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فرض صفر آزمون هگی وجود ریشه واحد طبق تناوب آزمون است. مطابق نتایج به‌دست‌آمده، فرض وجود ریشه واحد غیرفصلی در داده‌های تحقیق رد نمی‌شود، اما فرض وجود ریشه واحد فصلی با تناوب‌های ۲، ۴، ۱۲، ۳ و ۶ ماهه در سطح یک درصد رد می‌شود. همچنین، به‌منشور بررسی مانایی داده‌های سری زمانی و تعداد دفعات لازم برای تفاضل‌گیری، در صورت اثبات نامانایی داده‌ها، از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] استفاده شده است.

1. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (HEGY)
2. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) داده‌های تحقیق

آزمون ADF	Ln_Brz	Ln_Ukr	Ln_Rus	Ln_Ind	Ln_Us	Ln_Arg
سطح آماره t	−۲/۶۰۱ [۰/۲۸۰]	−۲/۲۴۳ [۰/۲۶۲]	−۲/۲۷۷ [۰/۳۹۰]	−۲/۳۴۸ [۰/۴۰۵]	−۲/۰۶۷ [۰/۵۶۰]	−۲/۲۴۹ [۰/۲۵۹]
تفاضل مرتبه اول آماره t	−۱۷/۱۵۰ [۰/۰۰۰]**	−۱۷/۷۱ [۰/۰۰۰]**	−۱۸/۱۶۹ [۰/۰۰۰]**	−۱۹/۲۲۶ [۰/۰۰۰]**	−۱۵/۳۱۰ [۰/۰۰۰]**	−۱۶/۱۹۲ [۰/۰۰۰]**

[.] بیانگر p-value است. ** معنی‌داری در سطح یک درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) در جدول شماره ۲ و انتظارات قبلی که معمولاً داده‌های سری زمانی نامانا می‌باشند، مشخص شد که داده‌های قیمت ذرت کشورهای مورد مطالعه در سطح نامانا بوده، لکن بعد از یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

همانطور که بیان شد در این تحقیق، از یک مدل خودتوضیح برداری هم‌انباشته (CVAR) با طول وقفه بهینه ۲ بر اساس آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون برای آزمون هم‌انباشتگی قیمت‌ها استفاده شده است. پس از تخمین معادلات تحقیق، ابتدا آزمون‌های تشخیصی برازش الگو انجام شد که نتیجه آن در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳- آزمون‌های تشخیصی باقی‌مانده مدل

آزمون‌های چندمتغیره						
خودهمبستگی		نرمال بودن	ARCH			
LM (۱)	LM (۲)		LM (۱)	LM (۲)		
χ^2 (۳۶)	χ^2 (۳۶)	χ^2 (۱۲)	χ^2 (۴۴۱)	χ^2 (۸۸۲)		
۴۲/۰۱۰ [۰/۲۲۶]	۶۰/۶۳۹ [۰/۰۰۶]**	۴۱/۴۴۶ [۰/۰۰۰]**	۴۵۵/۶۳ [۰/۳۰۵]	۹۴۳/۱۳ [۰/۹۸۸]		
آزمون‌های تک‌متغیره						
	ΔLn_Brz_t	ΔLn_Ukr_t	ΔLn_Rus_t	ΔLn_Ind_t	ΔLn_Us_t	ΔLn_Arg_t
ARCH χ^2 (۲)	۰/۸۸۴ [۰/۶۴۳]	۰/۴۵۵ [۰/۷۹۶]	۰/۶۹۷ [۰/۷۰۵]	۰/۷۰۴ [۰/۷۰۲]	۱/۳۰۷ [۰/۵۲۰]	۰/۰۸۱ [۰/۰۷۵]
نرمال بودن χ^2 (۲)	۳/۷۳۴۴ [۰/۱۵۵۱]	۰/۲۰۳ [۰/۹۰۲]	۰/۱۴۴ [۰/۹۳۰]	۰/۸۸۰ [۰/۶۴۴]	۴/۷۲۰ [۰/۰۹۴]*	۰/۰۲۹ [۰/۹۸۸]
چولگی	- ۰/۱۰۳	- ۰/۰۷۱	۰/۰۳۴	۰/۱۲۳	۰/۱۰۲	۰/۰۱۲
کشیدگی	۳/۵۲۴	۲/۹۳۰	۲/۹۸۱	۳/۰۹۹	۳/۶۱۸	۲/۹۲۷

[.] بیانگر p-value است. ** معنی‌داری در سطح یک درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول ۳ و نتایج آزمون‌های چندمتغیره، فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌ها و عدم ARCH مرتبه اول و مرتبه دوم داده‌ها رد می‌شود. همچنین، فرض عدم وجود خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها را در مرتبه اول نمی‌توان رد کرد، اما در مرتبه دوم رد می‌شود. طبق نتایج آزمون‌های تک‌متغیره، فرض عدم ARCH متغیرهای تحقیق نیز رد می‌شود. همچنین، فرض نرمال بودن متغیرهای تحقیق به‌جز قیمت ذرت در آمریکا رد نمی‌شود.

بر اساس نتیجه آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)، تمام متغیرهای مدل انباشته از مرتبه یک I(1) هستند. بنابراین، امکان به‌کارگیری روش یوهانسون برای بررسی روابط هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد. نخست، باید تعداد بردارهای هم‌انباشتگی موجود به‌دست آید. بدین منظور، از آزمون دو آماره حداکثر مقدار ویژه[1] و آماره اثر[2] استفاده شده که نتایج آن، با حضور شش متغیر (لگاریتم قیمت کشورهای صادرکننده ذرت) در تحقیق، در جدول ۴ آمده است.

جدول ٤- نتایج آزمون مرتبه I (۱)

n - r	$H_0 : r = r_0$	مقدار ویژه (λ_i)	آزمون روند	p -Value	$Q_{0.95}$
۶	$r_0 = 0$	۰/۴۴۳۶	۳۹۶/۷۷**	[۰/۰۰۰]	۱۱۷/۴۵
۵	$r_0 = 1$	۰/۳۲۵۵	۲۷۶/۰۰**	[۰/۰۰۰]	۸۸/۵۵
۴	$r_0 = 2$	۰/۲۹۷۶	۱۹۴/۹۸**	[۰/۰۰۰]	۶۳/۶۶
۳	$r_0 = 3$	۰/۲۸۶۸	۱۲۲/۲۲**	[۰/۰۰۰]	۴۲/۷۷
۲	$r_0 = 4$	۰/۲۰۹۹	۵۲/۸۷**	[۰/۰۰۰]	۲۵/۷۳
۱	$r_0 = 5$	۰/۰۲۰۸	۴/۳۴	[۰/۰۰۰]	۱۲/۴۵

n تعداد متغیرهای پژوهش، **[.]** بیانگر **p-value** آزمون اثر و **Q۰/۹۵** مقادیر بحرانی آزمون اثر در سطح پنج درصد است.

** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که تعداد متغیرهای معادله (قیمت ذرت در بازار شش کشور مورد مطالعه) برابر با شش بوده و طبق مقادیر آماره اثر و آماره حداکثر مقدار ویژه و مقدار احتمال فرض صفر برای تعداد بردار هم‌انباشتگی ۵، ۴، ۳، ۲، ۱، ۰ = r به‌دست‌آمده در جدول ۴، فرض ۴، ۳، ۲، ۱، ۰ = r را می توان رد کرد، ولی فرض r = 5 با مقدار احتمال ۰/۶۹۵ را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، با توجه به اینکه r = ۵ و n = ۶ است، تنها یک روند تصادفی مشترک (n – r =۱) وجود دارد که رفتار قیمت‌ها را در سیستم هدایت می‌کند. همچنین، نظر به وجود شش متغیر تحقیق، تعداد پنج بردار هم‌انباشته (۵ = ۱ – ۶) در

1. Eigen value
2. trace

معادله وجود دارد. بر همین اساس، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه شکل‌گیری قیمت ذرت جهانی در یک بازار قابل پذیرش است.

برای شناسایی متغیری که نقش رهبری قیمت را در بازار ایفا می‌کند، از آزمون برون‌زایی ضعیف استفاده شده که نتیجه آن در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵- نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف

متغییرهای تحقیق	مقادیر توزیع	p -Value
Ln_Brz_t	$\chi^2(۵) = ۳۲/۷۴۲^{**}$	<۰/۰۱
Ln_Ukr_t	$\chi^2(۵) = ۴۲/۰۶۷^{**}$	<۰/۰۱
Ln_Rus_t	$\chi^2(۵) = ۵۸/۶۱۶^{**}$	<۰/۰۱
Ln_Ind_t	$\chi^2(۵) = ۴۲/۳۰۸^{**}$	<۰/۰۱
Ln_Us_t	$\chi^2(۵) = ۶/۲۳۳۸$	۰/۲۸۱
Ln_Arg_t	$\chi^2(۵) = ۲۱/۳۳۷^{**}$	<۰/۰۱

** معنی‌داری در سطح یک درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که برون‌زایی ضعیف قیمت ذرت کشورهای برزیل، اوکراین، روسیه، هند و آرژانتین رد شده و قیمت ذرت ایالات متحده آمریکا تنها قیمت برون‌زای ضعیف در سیستم است. در نتیجه، می‌توان گفت که تکانه‌های قیمت ذرت از سمت بازار ایالات متحده به دیگر بازارها منتقل شده و بازار ذرت این کشور نقش رهبری قیمت ذرت در بازار جهانی را دارد. بنابراین، قیمت ذرت در بازار کشورهای برزیل، اوکراین، روسیه، هند و آرژانتین از قیمت ذرت در ایالات متحده آمریکا تبعیت می‌کند.

در آزمون هم‌انباشتگی، اثبات لزوم حضور همه متغیرها در معادله مهم است. برای این موضوع، از آزمون حذف بلندمدت[1] استفاده شده، که نتیجه آن در جدول ۵ آمده است.

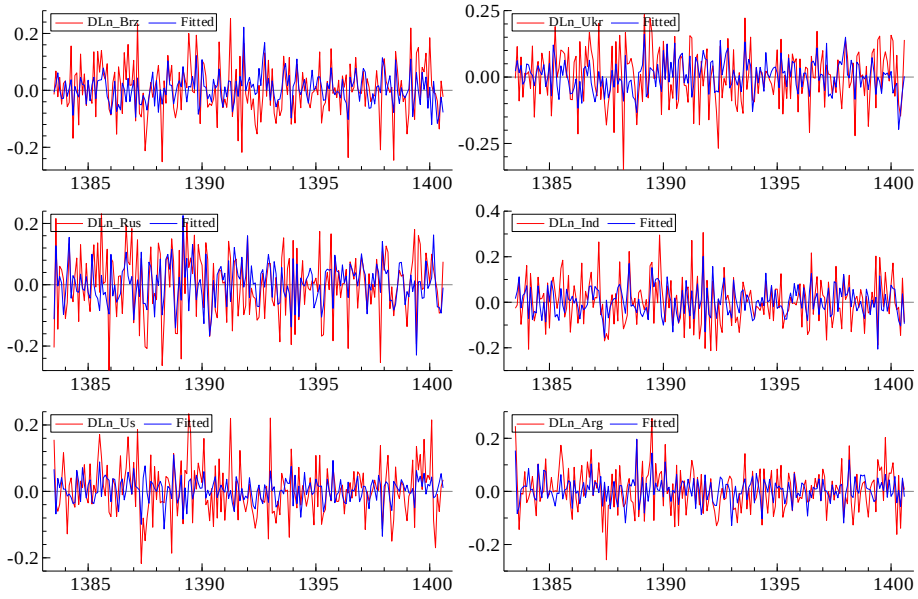
جدول ٦- نتایج آزمون حذف بلندمدت

متغیرهای تحقیق	مقادیر توزیع χ^2	p -Value
Ln_Brz_t	$\chi^2(۵) = ۷۱/۴۹۵^{**}$	< ۰/۰۱
Ln_Ukr_t	$\chi^2(۵) = ۶۶/۶۴۵^{**}$	< ۰/۰۱
Ln_Rus_t	$\chi^2(۵) = ۱۰۹/۱۸^{**}$	< ۰/۰۱
Ln_Ind_t	$\chi^2(۵) = ۶۹/۱۳۲^{**}$	< ۰/۰۱
Ln_Us_t	$\chi^2(۵) = ۷۱/۰۴۶^{**}$	< ۰/۰۱
Ln_Arg_t	$\chi^2(۵) = ۷۹/۲۸۰^{**}$	< ۰/۰۱
Trend	$\chi^2(۵) = ۲۷/۹۹۲^{**}$	< ۰/۰۱

** معنی‌داری در سطح یک درصد مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. long-run exclusion test

طبق نتایج به‌دست‌آمده از آزمون حذف بلندمدت، لزوم حذف متغیرهای معادله در سطح یک درصد رد می‌شود. بنابراین، هیچ‌کدام از متغیرهای معادله زائد نیست. این بدان معنی است که قیمت هر شش کشور صادرکننده ذرت بخشی از بازار بوده و امکان حذف هیچ‌کدام از آنها وجود ندارد. همچنین، متغیر روند[1] نیز قابلیت حذف ندارد و باید در معادله وجود داشته باشد. نمودار مقادیر واقعی و برازش‌شده متغیرها (تفاضل متغیرها) در شکل ۲ دیده می‌شود.



شکل ۲- نمودار مقادیر واقعی و برازش‌شدهٔ داده‌ها (تفاضل داده‌ها)

پس از نشان دادن یکپارچگی بازار ذرت و رهبری قیمت توسط یک عرضه‌کننده، در نهایت، قانون قیمت واحد مورد آزمون قرار گرفت. طبق ادبیات تحقیق، قانون قیمت واحد به‌طور ضمنی فرض می‌کند که در بازارها، رقابت کامل حاکم است و بین کالاهای مشابه داخلی و خارجی جانشینی کامل وجود دارد. بر اساس رابطه (۱)، ضرایب متغیرهای پژوهش به‌صورت $\widetilde{X'}_t = [Ln_Brz, Ln_Ukr, Ln_Rus, Ln_Ind, Ln_Us, Ln_Arg, \mu]_t$ است که در آن، μ

1. trend

مقدار ثابت معادله است. بدین ترتیب، ماتریس ضرایب تشکیل و قیود مربوط اعمال سد و سپس، آزمون فرضیه جانشینی کالاها صورت گرفت، که نتایج آن در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷- آزمون قانون قیمت واحد

ماتریس تحقیق	مقادیر توزیع	p -Value
$\tilde{\beta}' = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & * \\ 1 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & * \\ 1 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & * \\ 1 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & * \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & * \end{bmatrix}$	$\chi^2_{(5)}$ = ۹/۸۱۹	۰/۰۸۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقدار کای اسکوئر به‌دست‌آمده ($\chi^2_{(5)}$ = ۹/۸۱۹)، فرضیه قانون قیمت واحد در بازار جهانی ذرت را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، قیمت ذرت در کشورهای برزیل، اوکراین، روسیه، هند، آمریکا و آرژانتین در یک بازار کاملاً یکپارچه شکل می‌گیرد و در نتیجه، محصول ذرت صادراتی شش کشور یادشده کاملاً جانشین یکدیگرند. بر همین اساس، با توجه به وجود جانشینی در بازار ذرت، خریداران می‌توانند محصولات بازارهای مورد مطالعه را جانشین کامل یکدیگر در نظر گیرند و بر اساس هزینه‌های حمل‌ونقل و یا کیفیت محصول و دیگر ویژگی‌ها، اقدام به تأمین ذرت مایحتاج خود کنند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر، فرضیه یکپارچگی قیمت بازار جهانی ذرت با حضور شش کشور عمده تولیدکننده و صادرکننده ذرت شامل برزیل، اوکراین، روسیه، هند، ایالات متحده آمریکا و آرژانتین با بهره‌گیری از روش معادله خودتوضیح برداری هم‌انباشته (CVAR) بررسی شد؛ همچنین، فرضیه وجود قانون قیمت واحد مورد آزمون قرار گرفت. طبق نتایج تحقیق، قیمت جهانی ذرت در یک بازار کاملاً یکپارچه شکل گرفته، داده‌های هر بازار مانند علائم نوسان قیمت به بازار دیگر منتقل می‌شود. افزون بر این، بازار جهانی ذرت از قانون قیمت واحد تبعیت می‌کند و کالای هر بازار یک جانشین کامل برای کالای بازار دیگر به‌شمار می‌رود. در حضور پنج کشور بزرگ تولیدکننده و صادرکننده ذرت شامل برزیل، اوکراین، روسیه، هند و آرژانتین نیز کشور ایالات متحده آمریکا نقش رهبری قیمت را ایفا می‌کند. قیمت جهانی ذرت با شدت زیادی از میزان صادرات کشورهای تولیدکننده تأثیر می‌پذیرد و از آنجا که کشاورزی

آمریکا از درجه مکانیزاسیون بالا برخوردار بوده و عملکرد در سطح محصولات آن نیز با اختلاف زیادی بالاتر از دیگر کشورهاست، رهبری قیمت در بازار جهانی توسط ایالات متحده آمریکا قابل توجیه است. از آنجا که تأمین کالاهای راهبردی کشور ایران عمدتاً بر عهده دولت‌مردان است، شناسایی و هدایت روند تولید، شناخت نحوه عرضه و قیمت‌گذاری ذرت در بازار جهانی می‌تواند سیاست‌گذاران را در برنامه‌ریزی برای واردات آن یاری کند. با توجه به بروز تنش بین کشورهای روسیه و اوکراین به‌عنوان دو کشور بزرگ تولیدکننده و صادرکننده ذرت در جهان و همچنین، رابطه متشنج بین ایران و آمریکا، شناخت عملکرد دیگر رقبا در بازار و امکان جایگزینی آنها در تأمین ذرت مورد نیاز ایران بسیار حیاتی است. معمولاً کشورهای ثالث با بهره جستن از این شرایط در قالب بازار واسط ظاهر شده، ذرت را با قیمت جهانی خریداری می‌کنند و با قیمت مد نظر خود به متقاضیان خواهند فروخت. شدت انتقال قیمت بین بازارها ممکن است بر سرعت واکنش معامله‌گران در تأمین مواد غذایی تأثیر بگذارد. از این‌رو، توسعه یک نظام بازاریابی کارآمد در تأمین و توزیع ذرت مورد نیاز بخش داخلی در بین مصرف‌کنندگان ضروری است. با توجه به اثبات فرضیه قانون قیمت واحد در مورد قیمت ذرت، کالاهای این بازار کاملاً جانشین یکدیگرند. بنابراین، در صورت کشف میزان تأثیرپذیری قیمت ذرت کشورهای طرف معاملهٔ ایران از تکانه‌های قیمتی واردشده از سوی آمریکا، می‌توان به واردات ذرت مورد نیاز کشور در زمان مناسب و با قیمت مناسب پرداخت و یا در صورت لزوم، با دیگر صادرکنندگان ذرت وارد معامله شد. همچنین، پیشنهاد می‌شود که با سرمایه‌گذاری در راستای افزایش تولید ذرت داخل کشور در کنار گفت‌وگوی بین بازارهای منطقه‌ای، به‌ویژه کشور هند به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین تولیدکنندگان ذرت و شریک تجاری ایران که هزینه حمل‌ونقل محموله‌های خریداری‌شده از آن به‌مثابه یک عامل مهم و مؤثر در قیمت بسیار پایین‌تر از دیگر صادرکنندگان است، اثرات منفی تکانه‌های وارده به بازار هنگام بروز تکانه‌های قیمتی و یا عرضه ذرت را کاهش داد.

منابع

1. Anderson, C.L., Lipper, L., Dalton, T.J., Smale, M., Hellin, J., Hodgkin, T., ... and Winters, P. (2010). Project methodology: using markets to promote the sustainable utilization of crop genetic resources. In: L. Lipper, C.L. Anderson and T.J. Dalton (Eds) Seed Trade in rural markets: implications for crop diversity and agricultural development, pp. 31-50, Earthdcsn, London.

2. Arnade, C. and Hoffman, L. (2016). Maize price relationships in a changing international market: Have Brazil and/or Ukraine crossed a threshold? 2017 Allied Social Sciences Association (ASSA) Annual Meeting, January 6-8, 2017, Chicago, Illinois 250116, Agricultural and Applied Economics Association. DOI: 10.22004/ag.econ.250116.
3. Asche, F., Jaffry, S. and Hartmann, J. (2007). Price transmission and market integration: vertical and horizontal price linkages for salmon. *Applied Economics*, 39(19): 2535-2545.
4. Asche, F., GjØberg, O. and Guttormsen, A. (2012). Testing the central market hypothesis: a multivariate analysis of Tanzanian sorghum markets. *American Journal of Agricultural Economics*. 43: 115-123.
5. Bellon, M. (2010). The effects of market integration on the nutritional contributions of traditional foods to the well-being of the rural poor in Africa. Project Concept Note, Bioversity International, Italy.
6. Bougari, I., Asoodar, M.A., Marzban, A. and Kazemi, N. (2020). Investigating water use efficiency, energy productivity, economic and yield under different wheat-maize cropping systems in the northern Khuzestan province. *Journal of Agricultural Science and Sustainable Production*, 30(4): 295-310. (Persian)
7. Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, 28(112): 413-415.
8. Ceballos, F., Hernandez, M.A., Minot, N. and Robles, M. (2017). Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries. *World Development*, 94: 305-320.
9. Chogan, R. (2011). Maize and its characteristics. Karaj: Publication of Agricultural Education. (Persian)
10. Conforti, P. (2004). Price transmission in selected agricultural markets. FAO Commodity and Trade Policy Research Working Ppaper, 7. The Commodities and Trade Division of the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO).
11. Cournot, A.A. (1971). Researches into the mathematical principles of the theory of wealth. New York: A.M. Kelley.

12. Davenport, F., Steigerwald, D. and Sweeney, S. (2016). Open trade, price supports, and regional price behavior in Mexican maize markets. *Economic Geography*, 92(2): 201-225.
13. d'Amour, C.B., Wenz, L., Kalkuhl, M., Steckel, J.C. and Creutzig, F. (2016). Teleconnected food supply shocks. *Environmental Research Letters*, 11(3): 035007.
14. Delgado, C.L. (1986). A variance components approach to food grain market integration in northern Nigeria. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4): 970-979.
15. Doornik, J. and Juselius, K. (2018). Cointegration analysis of time series using CATS 3 for OxMetrics. London: Timberlake Consultants Ltd.
16. Fekari, B., Shahnoushi, N., Mohammadi, H., Mirzapour, A. and Dourandish, A. (2013). Analyzing factors affecting corn price in mercantile exchange market of Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, 4(16): 155-172. (Persian)
17. Fathi, F. and Ghorbanian, E. (2021). Risk management of Iran's corn import. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 35(2): 179-191. (Persian)
18. Feenstra, R.C. and Taylor, A.M. (2011). International macroeconomics. Macmillan.
19. Georgieva, K., Mihov, M. and Ivanova, N. (2017). Mechanised technology for growing and harvesting corn. *Mechanization in Agriculture and Conserving of the Resources*, 63(6): 228-231.
20. Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W. and Yoo, B.S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1-2): 215-238.
21. Honfoga, B.G., N'tandou-Bonzitou, G., Vodouhè, R.S., Bellon, M.R. and Hounhouigan, J.D. (2018). Assessing the role of market integration in the consumption of traditional foods in Benin: a joint price instability coefficient and diet composition approach. *Agricultural and Food Economics*, 6(1): 1-18.

22. IndexMundi (2022). World corn production. Retrieved at 1 February, 2022. Available at https://www.indexmundi.com/agriculture.
23. IRICA (2022). Annual statistics of the Islamic Republic of Iran Customs Administration. Tehran: Islamic Republic of Iran Customs Administration (IRICA). Available at https://www.irica.ir. (Persian)
24. Marshall, A. (1947). Principles of economics. London: Macmillan.
25. Nessabian, S., Ghoreyshi Abhari, S.J., Farahavar, F. and Damankeshideh, M.. (2011). The study of maize production comparative advantage in Iran. *Economic Modelling*, 5(13): 109-124. (Persian)
26. Pierre, G. and Kaminski, J. (2019). Cross country maize market linkages in Africa: integration and price transmission across local and global markets. *Agricultural Economics*, 50(1): 79-90.
27. Puma, M.J., Bose, S., Chon, S.Y. and Cook, B.I. (2015). Assessing the evolving fragility of the global food system. *Environmental Research Letters*, 10(2): 024007.
28. Rani, R., Singh, R., Tewari, H., Singh, S.K. and Singh, P.K. (2017). Integration of major Indian maize markets: a cointegration analysis. *International Journal of Agricultural and Statistical Sciences*. 13(2): 601-606.
29. Ravallion, M. (1986). Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1): 102-109.
30. Sadoulet, E. and de Janvry, A. (1995). Quantitative development policy analysis. Baltimore and London: Johns Hopkins University Press.
31. Salazar, L. and Dresdner, J. (2021). Market integration and price leadership: the US Atlantic salmon market. *Aquaculture Economics and Management*, 25(3): 245-259.
32. Seaton, J.S. and Waterson, M. (2013). Identifying and characterizing price leadership in British supermarkets. *International Journal of Industrial Organization*, 31(5): 392-403.

33. Shahbandeh, M. (2022). Corn production worldwide 2014/15-2022/23. Retrieved at 1 February, 2022. Available at https://www.statista.com/statistics/1156213/global-corn-production.
34. Srikanth, B., Deshmukh, K.V. and More, S.S. (2019). Market integration of major maize markets in Telangana State. *International Journal of Current Microbiology and Applied Sciences*, 8(12): 1583-1591.
35. Stigler, G. (1969). The theory of price. London: Macmillan.
36. Taheri, F., Moghaddasi, R. and Mousavi, S.N. (2010). Market structure and price transfer in the global corn market. *Agricultural Economics (Economics and Agriculture)*, 4(3): 185-209. (Persian)
37. Taheri, F. and Mousavi, S.N. (2010). Welfare effects of maize world price change. *Refahj*. 10(36): 289-312. (Persian)
38. USDA (2022). Grain: World markets and trade: Foreign agricultural service, global market analysis. Washington, D.C.: US Department of Agriculture (USDA).
39. Wu, F. and Guclu, H. (2013). Global maize trade and food security: implications from a social network model. *Risk Analysis*, 33(12): 2168-2178.
40. Yami, M., Meyer, F. and Hassan, R. (2017). Testing price leadership in major regional maize markets in Ethiopia: implications for targeted market intervention. *Agrekon*, 56(2): 97-109.
41. Zelingher, R., Makowski, D. and Brunelle, T. (2021). Assessing the sensitivity of global maize price to regional productions using statistical and machine learning methods. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, 5: 1-11. DOI: 10.3389/fsufs.2021.655206.