اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و ششم، شمارهٔ ۱۰۳، پاییز ۱۳۹۷

بررسی روند تصادفی مشترک میان قیمت کنجاله سویا و ذرت در ایران و کشورهای طرف عمده تجاری

مددعلی رستمی ناوان[۱]، کیومرث شهبازی[۲]، سید جمال‌الدین محسنی زنوزی[۳]، حسن اسد پور[۴]

تاریخ دریافت:۱۳۹۵/۱۲/۲۲ تاریخ پذیرش:۱۳۹۶/۵/۲۴

چکیده

وابستگی زندگی و تداوم حیات انسان به محصولات کشاورزی برای تأمین غذا و لزوم به حداقل رساندن نوسان‌های قیمت و دادن اطمینان خاطر بیشتر در مورد سطوح قیمت‌ها در آینده، تقریباً همیشه از اهداف اساسی سیاست قیمت محصولات کشاورزی بوده است. لذا هدف مطالعه حاضر بررسی روند تصادفی مشترک میان قیمت کنجاله سویا و ذرت در ایران و کشورهای طرف عمده تجاری با ایران بوده است. در همین راستا از اطلاعات قیمت ماهانه دو

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه madad1077@yahoo.com
۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول) kiumars_shahbazi@yahoo.com
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه jmzonouzi@yahoo.com
۴. استادیار مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی مازندران hasadpo@gmail.com

محصول ذرت و کنجاله سویا برای ایران و کشورهای طرف عمده تجاری طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۵ و همچنین از روش گونزالو-گرنجر و الگوی جوهانسون جهت تعیین روندهای تصادفی استفاده شد. نتایج نشان داد که برای قیمت ذرت دو روند تصادفی مشترک وجود دارد و در این راستا سه کشور ایران، برزیل و آرژانتین می‌توانند به‌عنوان رهبر تعیین‌کننده قیمت باشند. همچنین برای قیمت کنجاله سویا سه روند تصادفی مشترک بین ایران و طرف‌های تجاری وجود دارد، ولی هیچ یک از کشورها رهبر تعیین کننده قیمت نخواهند بود. بر این اساس لازم است که به منظور اجتناب از بروز نوسان زیاد در قیمت های داخلی، شرایط بازار جهانی به طور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به ویژه در زمینه سیاست های تجاری، از حساسیت زیاد قیمت‌های داخلی به نوسان قیمت‌های جهانی کاسته شود.

طبقه‌بندیJEL: ، F16, Q11, Q13

کلیدواژه‌ها: ذرت، کنجاله سویا، روند تصادفی مشترک، روش گونزالو-گرنجر

مقدمه

وابستگی زندگی و تداوم حیات انسان به محصولات کشاورزی برای تأمین غذا غیر قابل انکار است. در حال حاضر محصولات کشاورزی نزدیک به یک پنجم از سطح پوشش گیاهی سیاره زمین را اشغال می‌کند (۱۴). یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی بخش کشاورزی ایران مسئله روند تصادفی قیمت‌گذاری است. درواقع روند تصادفی قیمت بیان می‌کند که آیا افزایش و یا کاهش قیمت در بازار جهانی محصولات کشاورزی باعث افزایش و یا کاهش قیمت محصولات کشاورزی در داخل کشور می‌شود یا خیر؟ ثبات بیشتر قیمت‌های تولیدکننده در اثر کاهش میزان ریسک و نا اطمینانی، باعث تشویق رشد تولید می‌شود و درنتیجه استفاده بیشتر یا مستمرتر از نهاده‌های خریداری‌شده را تشویق می‌کند. به عبارتی می‌توان گفت به حداقل رسانیدن نوسان‌های قیمت و دادن اطمینان خاطر بیشتری در

مورد سطوح قیمت‌ها در آینده، تقریباً همیشه از اهداف اساسی سیاست قیمت محصولات کشاورزی بوده است. بنابراین، به نوعی تمامی کشورها، اهداف تثبیت قیمت را در سیاست‌های خویش گنجانده‌اند (۲۹).

تجارت ذرت، این محصول مهم و استراتژیک، امروزه ارزش زیادی پیدا کرده است. این مسئله به‌ویژه طی سال‌های اخیر به دلیل بحران‌های اقتصادی، افزایش قیمت حامل‌های انرژی و جایگزینی بیواتانول تولیدشده از ذرت به‌جای سوخت‌های فسیلی از شدت بیشتری برخوردار شده است. یک علت دیگر برای افزایش نیاز به ذرت کم شدن میزان ذخایر آب‌های شیرین و محدود شدن کشت این محصول در مناطق خشک و نیمه‌خشک دنیا است که ناچار به وارد کردن ذرت از کشورهای دارای آب فراوان بوده و یا به عبارت ساده‌تر مجبور به وارد کردن آب از آن کشورها می‌باشند. در این میان ایالات‌متحده آمریکا، اتحادیه اروپا ، آرژانتین، برزیل، اوکراین و هند مهم‌ترین کشورهای صادرکننده و اتحادیه اروپا، ژاپن، کره جنوبی و مصر عمده‌ترین کشورهای واردکننده ذرت هستند (۷). از طرف دیگر کنجاله سویا چهارمین قلم عمده وارداتی کشور بوده و ۲ درصد از ارزش کل واردات کشور و ۹ درصد از ارزش واردات محصولات کشاورزی به آن اختصاص داشته است (۱۵). طی ۹ ماهه اول ۱۳۹۴ بیش از ۱/۱میلیون تن کنجاله سویا به ارزش حدود ۵۲۲ میلیون دلار وارد کشور شد که در مقایسه با مدت مشابه سال قبل از لحاظ وزنی ۳۲ درصد و از نظر ارزش ۴۸ درصد کاهش نشان می‌دهد. متوسط قیمت وارداتی هر کیلوگرم کنجاله سویای وارداتی ۰/۶ دلار (۶۰ سنت) بوده است.

تأثیرگذاری قیمت‌ها در بازارهای مختلف و از جمله تأثیر قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی به عنوان انتقال قیمت یاد می‌شود. آگاهی کمی و کیفی از چگونگی انتقال قیمت محصولات مختلف کشاورزی برای سیاست‌گذاران بخش کشاورزی از اهمیت فراوان برخوردار می‌باشد. به‌تفصیل می‌توان گفت که در جهان امروز کشوری نیست که بتواند تمامی نیازهای جامعه خود را بدون تولیدات و خدمات سایر کشورها برآورده سازد. لذا از نظر ثبات

قیمت‌ها برای کشورها مهم است که بدانند چگونه قیمت‌های داخلی تحت تأثیر قیمت‌های جهانی قرار می‌گیرند (۲۸). در واقع اخیراً یکی از مهم‌ترین مسائلی که در جهان مطرح بوده است، نوسانات شدید قیمت بسیاری از کالاهای اساسی و استراتژیک در اغلب کشورهای جهان است که برخی از مصرف داخلی خود را از طریق واردات تأمین می‌نمایند. درصورتی‌که بازارها به‌خوبی عمل کنند تغییر قیمت‌ها باید از یک بازار به بازار دیگر منتقل شود (۲۴). چگونگی اثرگذاری قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. درهرحال ایران نیز همچون اکثر کشورها با توجه به محدودیت‌های مختلف، برخی از کمبودهای بازار داخلی کالاهای اساسی را از محل واردات تأمین می‌کند.

بنابراین هدف از این تحقیق، پاسخ به این سؤال است که آیا افزایش و یا کاهش قیمت در بازار جهانی محصولات کشاورزی باعث افزایش و یا کاهش قیمت محصولات کشاورزی در داخل کشور می‌شود. به عبارتی در این تحقیق، مسئله مورد نظر بررسی روند تصادفی مشترک بین قیمت محصولات کشاورزی در ایران و کشورهای طرف عمده تجاری با ایران است.

در راستای انتقال قیمت و تعیین روند تصادفی مشترک، مطالعاتی در داخل و خارج از کشور انجام شده است به‌طوری‌که در ایران شهیکی‌تاش و عمرانی (۲۵)، به بررسی انتقال قیمت میان بازار داخلی و صادراتی محصولات کشاورزی منتخب و آثار رفاهی ناشی از انتقال نامتقارن قیمت پرداختند. برای این منظور محصولات منتخب کشمش، پسته و زعفران، برای داده‌های سری زمانی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون علیت نشان داد قیمت صادراتی کشمش و پسته علت قیمت داخلی است و در مورد زعفران قیمت داخلی علت قیمت صادراتی می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از آزمون انتقال قیمت نشان داد در مورد کشمش و زعفران انتقال قیمت در بلندمدت متقارن اما در کوتاه‌مدت نامتقارن است. در مورد پسته انتقال قیمت در کوتاه‌مدت متقارن و فرایند انتقال قیمت بلندمدت نامتقارن ارزیابی شد. همچنین محمودی و افراسیابی (۱۹) به مطالعه تحلیل انتقال قیمت در بازار زعفران برای سه

استان خراسان شمالی، جنوبی و رضوی اقدام نمودند. نتایج آزمون همگرایی انگل و گرنجر و آزمون همگرایی یوهانسون وجود رابطه بلندمدت بین استان‌های مورد نظر را تأیید نمود. یافته‌های این مطالعه نشان داد انتقال قیمت زعفران در بلندمدت بین استان‌های خراسان رضوی، جنوبی و شمالی متقارن است.

در خارج از کشور نیز سیهار (۲۴) در پژوهشی به بررسی انتقال قیمت در بازار کالاهای کشاورزی کشور هند و تجزیه و تحلیل کالاهای منتخب پرداختند. برای این منظور از سری‌های هم‌انباشتگی و آزمون علیت گونزالو-گرنجر برای ارزیابی میزان یکپارچگی بازارها استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بازار کالاهایی همانند روغن‌های خوراکی که ماهیت دولتی ندارند و یا با محدودیت در تردد منطقه‌ای مواجه نیستند، به خوبی یکپارچگی بازارها صورت گرفته است. در مقابل یکپارچگی بازارها برای بازار برنج به علت محدودیت‌های دولتی صورت نگرفته است. باکودانو و لیفرت (۱) در مطالعه‌ای به بررسی هم انباشتگی قیمت‌های بازار مصرف شهری در کشورهای درحال‌توسعه باقیمت‌های بازار کالاهای کشاورزی جهانی پرداخته و اقدام به برآورد یک معادله تصحیح خطای برداری نمودند. برای این منظور قیمت چهار محصول گندم، برنج، ذرت و ذرت خوشه‌ای در بازارهای جهانی و ۶۰ کشور درحال‌توسعه مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که بازارهای مصرف کشورهای در حال توسعه با بازارهای جهانی هم‌انباشته هستند. با این حال انتقال در هر دو متغیر قیمت‌های جهانی و نرخ ارز واقعی بر قیمت مصرف‌کننده داخلی بالا نیست. همچنین حرکت از قیمت مصرف‌کننده داخلی به تعادل جدید قیمت جهانی، بعد از یک شوک نسبتاً کند است. جین و بیسوال (۱۶) نیز به کشف قیمت در معاملات روزانه و به اشتراک‌گذاری اطلاعات سهام و سهام آتی برای کشور هند پرداختند. در همین راستا از مدل گونزالو- گرنجر (۸) برای بررسی اشتراک‌گذاری اطلاعات و کشف قیمت استفاده شد. نتایج نشان داد که برای هر دو بازار سهام و بازار آتی سهام، جذب اطلاعات، نقش مهمی در قیمت‌ها و اشتراک‌گذاری با هر یک از بازارها ایفا می‌کند. کاوسی کلاشمی و همکاران (۱۸) در

پژوهشی انتقال قیمت، رفتار آستانه‌ای و تعدیل نامتقارن در بازار مرغ ایران را برای استان‌های اردبیل، آذربایجان غربی و آذربایجان شرقی مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور الگوی همگرایی آستانه‌ای که امکان تعدیل نامتقارن نسبت به شوک‌های مثبت و منفی را فراهم می‌کند، استفاده شد. یافته‌های پژوهش حاکی از وجود عدم تقارن در انتقال قیمت برای تمامی بازارها است. علاوه بر این هایل و همکاران (۱۱) در مطالعه‌ای به تجزیه‌وتحلیل شوک انتقال قیمت در زنجیره ارزش گندم-نان در اتیوپی اقدام نمودند. برای این منظور با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و تجزیه‌وتحلیل عکس‌العمل آنی از قیمت ماهانه برای دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۰ استفاده شد. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که هم انباشتگی قابل‌توجهی در سراسر مراحل مختلف زنجیره ارزش در قیمت‌ها وجود دارد. به‌ویژه در مرحله آرد و نان این هم‌انباشتگی بالاتر است.

با توجه به مطالعات صورت گرفته شاید بتوان مهم‌ترین تفاوت میان این مطالعات را به روش‌های اقتصاد سنجی و استفاده از روش‌های جدیدتر تحلیل اقتصادسنجی نسبت داد. با وجود اهمیت بررسی فرایند تشکیل قیمت در بازار جهانی و بازار داخل و همچنین نحوه انتقال آن و روابط موجود میان این بازارها، از این جنبه‌ها به قیمت محصولات کشاورزی توجه کمی شده است. بررسی دقیق مطالعات تجربی صورت گرفته نشان می‌دهد، تاکنون مدلی که بتواند به بررسی سرایت تلاطم‌ها بین قیمت‌های محصولات کشاورزی ایران و رقبای تجاری منتخب بپردازد، تا به حال صورت نگرفته است. بنابراین، توسعه نظری و به دنبال آن تحلیل تجربی صورت گرفته در این تحقیق، گام مهمی در این راستا می‌باشد. لازم به ذکر است، در بسیاری از ادبیات اخیر، میزان یکپارچگی بازار در یک چارچوب هم انباشتگی ارزیابی شده است. بر پایه روش هم انباشتگی استاندارد، ایده این است که روند تصادفی رایج در میان متغیرها (در اینجا قیمت) شناسایی شود و سپس عامل مشترک جداسازی شود به‌طوری‌که رابطه تعادلی بلندمدت (که در میان قیمت‌های مختلف وجود دارد) مشخص گردد. لذا هر قیمت به‌عنوان تابعی از تمام قیمت‌ها بیان می‌شود. ازآنجایی‌که هنگام برآورد رابطه هم جمعی، عامل

یکپارچه‌سازی حذف شده است، هیچ توجهی به پیدا کردن جزء مشترک بلندمدت، که منجر به افزایش هم‌انباشتگی قیمت می‌شود، نخواهد شد. بنابراین در این پژوهش از یک رویکرد متفاوت (شناسایی عوامل مشترک سری‌های هم‌انباشته) استفاده شده که مدل گونزالو-گرنجر[5] نامیده می‌شود. بر اساس مطالعات گذشته تاکنون روش گونزالو-گرنجر جهت جداسازی عوامل تصادفی مشترک چندان مورد استفاده نبوده به‌طوری‌که در ایران هیچ‌گونه مطالعه‌ای در راستای روش مورد نظر برای محصولات کشاورزی انجام نگرفته است. در این پژوهش با استفاده از این مدل برای دو محصول ذرت و کنجاله سویا و با توجه به سه کشور عمده طرف تجاری ایران برای هر یک از این محصولات اقدام به الگوسازی شد.

مواد و روش‌ها

بررسی پژوهش‌های گذشته نشان داد که یکی از مسائل مهم در ادبیات انتقال قیمت، تعدد روش‌های آزمون انتقال قیمت است که همه این روش‌ها هنوز هم در پژوهش‌های مختلف به‌کار می‌رود و هیچ یک از روش‌ها به طور مطلق منسوخ نشده‌اند. بنابراین روش‌شناسی این پژوهش به گونه‌ای تدوین می‌شود که با استفاده از جدیدترین و مناسب‌ترین مدل به بررسی و ارزیابی روند تصادفی مشترک انتقال قیمت بازار محصولات کشاورزی ایران پرداخته شود. لذا بر اساس روش گونزالو گرنجر، پس از تعیین روابط هم‌جمعی و همچنین تعداد وقفه بهینه به برآورد روند تصادفی مشترک بر اساس روش مورد نظر پرداخته می‌شود و در نهایت نیز آزمون برون‌زایی ضعیف مورد اشاره قرار خواهد گرفت.

مفهوم همگرایی یا هم جمعی اولین بار در سال ۱۹۸۱ توسط گرنجر در مباحث مربوط به متغیرهای ناپایا یا نامانا مطرح گردید. طبق تعریف وی، هم‌انباشتگی به معنی ترکیب خطی از متغیرهای همگرا است که از درجه همگرایی کمتری نسبت به سری زمانی اولیه برخوردار باشند. بردار ضرایب این ترکیب خطی را بردار همگرایی یا بردار هم‌انباشتگی و متغیرهایی که

5. Gonzalo–Granger (G–G) model

چنین برداری را می‌توان بین آنها یافت، همگرا یا هم‌انباشته می‌نامند. به عبارتی هر متغیری که با d بار تفاضل‌گیری مانا یا پایا شود، دارای d ریشه واحد است و گفته می‌شود که هم‌انباشته از مرتبه d است (۴).

مفهوم اقتصادی همگرایی نیز به این صورت مطرح است که دو یا چند سری زمانی که بر اساس مبانی نظری با هم ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، ممکن است خود دارای روند تصادفی باشند (ناپایا باشند)، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آنها در بلندمدت باثبات (پایا) باشد (۶).

در آزمون‌های همگرایی، رابطه تعادلی بین دو متغیر بیانگر این است که اگرچه امکان دارد دو سری زمانی دارای روند یا تغییرات فصلی باشند، اما با یکدیگر حرکت می‌کنند. بنابراین، اختلاف آنها چنین روندهای فصلی را ارائه نخواهد داد. در ضمن باید توجه داشت زمانی که رابطه هم‌جمعی بین متغیرها وجود داشته باشد، تخمین پارامترهای تعادلی بلندمدت سازگار و به شدت کارا خواهد بود. علاوه بر این، این تخمین‌ها فراسازگار می‌باشند، یعنی نسبت به تخمین‌های حاصل از روش OLS سریع‌تر به مقدار واقعی‌شان می‌رسند (۲).

در همین راستا برای شناسایی رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش هم‌انباشتگی جوهانسون – جوسلیوس[۶] استفاده شده که مبتنی بر برآورد حداکثر درست‌نمایی[۷] است. در این روش تعیین و برآورد بردارهای هم‌انباشته (یعنی ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودتوضیح برداری[۸] بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. برای این منظور روش هم‌انباشتگی جوهانسون – جوسلیوس با برآورد الگوی خودتوضیحی برداری (VAR) آغاز می‌شود. اگر فرض شود $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \ldots, y_{nt})'$ یک بردار $n\times 1$ از متغیرهای سری‌زمانی انباشته از مرتبه یک است که تعداد p وقفه از هرکدام در مدل حضور دارند، می‌توان الگوی VAR(p) را در شکل ماتریسی به صورت زیر بیان کرد (۲۲):

6. Johasen and juselius
7. Maximum Likelihood
8. Vector Autoregression Model

$$Y_t = c + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \ldots + \pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1,\ldots,T \qquad (۱)$$

که در آن π_i یک ماتریس $n \times n$ از ضرایب و ε_t یک بردار $n\times 1$ از اجزای اخلال است که ویژگی‌های نوفهٔ سفید را دارا می‌باشد. در واقع در الگوی VAR هر متغیر سری زمانی توسط وقفه‌های خودش و وقفه‌های سایر متغیرهای درون مدل توضیح داده می‌شود. بنابراین مدل VAR(p) تنها یک مدل رگرسیون به ظاهر نامرتبط[۹] (*SUR*) بر روی وقفهٔ متغیرها می‌باشد.

برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینهٔ متغیر وابسته (که برای از بین بردن خودهمبستگی بین جملات اخلال در رگرسیون ضروری است) از معیارهای آکاییک[۱۰]، شوارتز بیزین[۱۱] و یا حنان کویین[۱۲] استفاده می‌شود. درجه مناسب برای الگوی VAR مقداری است که معیارهای AIC، SC و HQ را به حداقل برساند. در مطالعه حاضر برای تعیین تعداد وقفهٔ بهینه، مدل VAR انتخابی با متغیرهای وابسته، متغیرهای برونزا و عرض از مبدأ برآورد شده است. با توجه به حجم نسبتاً کوچک نمونه حداکثر وقفهٔ بهینه برابر با سه در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا تعداد وقفهٔ بیش از سه درجه آزادی الگو را به شدت کاهش می‌دهد.

اکنون برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت Y به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان الگوی VAR مورد بحث در بالا را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری، VECM به صورت زیر درآورد:

$$\Delta Y_t = c + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \varphi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1,\ldots,T \qquad (۲)$$

که در رابطه بالا Δ بیانگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. همچنین ماتریس ضرایب Γ_{p-1} و φ به صورت زیر می باشد:

9. Seemingly unrelated regression
10. Akaike (AIC)
11. Schwarz-Bayesian (SBC)
12. Hannan-Quinn (HQC)

$$\Gamma_j = -I + \sum_{j=1}^{p-1} A_j \quad , \quad \varphi = -I + \sum_{j=1}^{p} A_j \qquad (۳)$$

ماتریس φ حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است؛ البته به شرط آنکه دارای رتبهٔ کامل نباشد. با تعیین رتبهٔ این ماتریس می‌توان تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را تعیین کرد. روش حداکثر راست‌نمایی جوهانسون – جوسلیوس با استفاده از دو آمارهٔ آزمون اثر[۱۳] و حداکثر مقادیر ویژه[۱۴] روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تعیین می‌کند (۲۱).

در تحقیق حاضر برای تعیین، تخمین و آزمون روندهای مشترک از متدولوژی گونزالو و گرنجر (۸) استفاده شد. در این راستا، اگر x_t و y_t هم‌جمع باشند بایستی یک الگوی عامل مشترک f_t با درجه انباشتگی I(1) به صورت زیر وجود داشته باشد به طوری که:

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A \\ 1 \end{pmatrix} . f_t + \begin{pmatrix} \tilde{x}_t \\ \tilde{y}_t \end{pmatrix} \qquad (۴)$$

در رابطه ۴، $\tilde{x}_t$ و $\tilde{y}_t$ هر دو I(0) هستند. یک سؤال اساسی این است که چگونه می توان عامل مشترک f_t را که غیر قابل مشاهده است و نیروی هدایت کننده به هم‌جمعی می باشد را تخمین زد؟ در مطالعات معمول کمتر بر تخمین عامل مشترک f_t توجه شده است و اکثراً بر روی تخمین بردار (1,-A) متمرکز بوده اند. زمانی‌که مدل پیچیده بوده و از مجموعه ای از متغیرها تشکیل شده باشد می توان در بلند مدت به یک الگوی ساده تر با مجموعه کوچک‌تری از عوامل بلند مدت مشترک بسنده نمود. این موضوع در حالت هم جمعی در سیستم های بزرگ مطرح بوده و می توان با تحلیل نتایج اولیه و به دست آوردن عوامل مشترک f_t هر زیر سیستم اقتصاد، هم‌جمعی بین آنها را بررسی نمود. همچنین با تخمین عامل مشترک می توان (x_t, y_t) را به دو جزء $\left[f_t, (\tilde{x}_t, \tilde{y}_t) \right]$ تجزیه نمود، به طوری که جزء $(\tilde{x}_t, \tilde{y}_t)$ نشان دهنده جزء موقت و f_t نیز نشان دهنده جزء دائمی باشند، به عبارتی متدولوژی فوق هر سیستم هم‌جمع را به دو جزء دائمی و موقت تجزیه می‌کند.

---

13. Trace test
14. Maximum egien value test

فرض کنید که X_t یک بردار (p^x1) از سری های زمانی I(1) باشد. می توان موارد بیان شده را به صورت زیر نشان داد:

$$X_{t_{px1}} = A_{1_{pxk}} \cdot f_{t_{kx1}} + \tilde{X}_{t_{px1}} \quad (۵)$$

متدولوژی گونزالو – گرنجر دو فرض و شرط اساسی را در نظر می گیرد:

۱. f_t به صورت ترکیباتی خطی از متغیرهای X_t است، به عبارت دیگر:

$$f_{t_{kx1}} = B_{1_{kxp}} . X_{t_{px1}}$$

۲. $A_{1_{pxk}} \cdot f_{t_{kx1}}$ و $\tilde{X}_{t_{px1}}$ یک تجزیه دائمی – موقتی را تشکیل می دهند. به بیان دیگر، جزء $\tilde{X}_{t_{px1}}$ هیچ اثر دائمی روی بردار متغیرهای X_t ندارد.

شرط اول، عوامل مشترک f_t را قابل مشاهده می سازد و شرط دوم، عوامل مشترک f_t را به عنوان معیار مناسبی برای بیان بلند مدت متغیرهای اصلی معرفی می کند. ترکیب خطی فوق و اجزای مشترک توسط مدل تصحیح خطای تصریح شده قابل تخمین می باشد:

$$\Delta X_t = \alpha \hat{\beta} X_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \Gamma_j \, \Delta X_{t-j} + u_t \quad (۶)$$

تخمین های مربوط به α و β در مدل VECM، ماتریس α و β را به دست می دهد. عناصر ماتریس α وزن هر کدام از بازارها در روند مشترک را نشان داده و ماتریس β نیز اهمیت نسبی روند را در هر بازار نشان می‌دهد. روش پیشنهاد شده توسط گونزالو و گرنجر (۱۹۹۵) برای بررسی روندهای تصادفی مشترک، سری زمانی X_t را به صورت زیر تجزیه می کند:

$$X_t = \beta_\perp (\alpha_\perp \beta_\perp)^{-1} \alpha_\perp X_t + \alpha(\beta' \alpha)^{-1} \beta' X_t \quad (۷)$$

به طوری که $f_t = \alpha_\perp X_t$ و $z_t = \beta' X_t$ می باشد. بررسی اینکه آیا ترکیبات خاصی از X_t می‌تواند به عنوان عامل مشترک در نظر گرفته شود یا نه، از طریق آزمون کای دو استاندارد قابل انجام است به طوری که:

$$H_0: \alpha_\perp = K\theta \quad (۸)$$

که در آن K یک ماتریس معلوم p x m از مقادیر ثابت، θ یک ماتریس (p-r) x m از مقادیر مجهول و $(p-r) \leq m \leq p$ می باشد:

$$L = -T \sum_{i=r+1}^{p} ln\left\{\frac{1-\hat{\lambda}_{i^*+(m-p)}}{1-\hat{\lambda}_i}\right\} \sim X^2_{(p-r)*(p-m)} \qquad (۹)$$

در این روش بر اساس ترکیب خطی زیرمجموعه‌های قیمتی، اقدام به جداسازی عوامل مشترک بر مبنای مجموعه سری‌های قیمتی می‌شود. این مدل به بیان دیگر گسترش یافته مدل راوالیون[15] (۱۹۸۶) با یک بازار مرکزی واحد است به‌طوری‌که در روش گونزالو-گرنجر مجموعه‌ای از بازارها که بر قیمت مؤثر هستند وجود دارد. برخلاف روش هم‌انباشتگی، در این روش عامل تصادفی مشترک حذف نمی‌شود. برآورد تجربی این مدل بدین شرح است که ابتدا الگوی تصحیح خطای برداری استاندارد تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از تخمین، تعداد بازارهای مشترک و همچنین بازارهای خاص مؤثر بر شکل‌گیری قیمت‌ها شناسایی می‌شود (۸).

به اعتقاد انگل و همکاران (۴)، اگر پارامترهای مورد بررسی تنها به الگوی شرطی وابسته بوده و پارامترهای الگوهای شرطی و نهایی بدون نوسان باشند، آنگاه بردار متغیرهای معادله Xt در الگوی VECM را نسبت به پارامترهای مورد نظر (قیمت محصولات هر یک از کشورهای مورد بررسی) برونزای ضعیف می‌نامند. قبل از بررسی شرایط لازم و کافی برای وجود برون‌زای ضعیف قضیه آستانه‌ای را باید مد نظر قرار داد. در همین راستا و بر اساس مطالعات جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۴) در یک سیستم با n سری زمانی و r بردار هم‌جمعی حداکثر (n-r) متغیر برونزای ضعیف می‌تواند در سیستم وجود داشته باشد. از این رو اگر یک رابطه بلند مدت بین متغیرهای قیمت شناسایی شود، حداکثر یک متغیر برونزا می‌تواند در سیستم وجود داشته باشد. لذا پس از بررسی وجود ریشه واحد بلندمدت در سری‌های زمانی قیمت محصولات مختلف، برازش الگوی هم‌جمعی جوهانسن به منظور تعیین روابط بلند مدت صورت گرفته تا امکان آزمون برونزایی ضعیف در ماتریس ضرایب تعدیل فراهم شود.

15. Ravallion

در این پژوهش به بررسی روند تصادفی قیمت محصولات کشاورزی طی دوره (۹۵-۱۳۸۵) بر اساس داده‌های ماهانه قیمت محصولات مورد نظر پرداخته می‌شود. کشورهای مورد مطالعه در این پژوهش برای محصول ذرت، کشورهای آرژانتین، برزیل و اوکراین بوده است. به علت نبود داده های ماهانه واردات کنجاله سویا از کشور برزیل، کشورهای روسیه و ترکیه با توجه داشتن داده های ماهانه واردات محصول و چشم انداز رو به گسترش مراودات تجاری در آینده انتخاب و جایگزین برزیل شد. لازم به ذکر است که در مطالعه حاضر بر اساس داده‌ها و اطلاعات موجود، کشورهایی که اطلاعات آنها در بازه زمانی مورد نظر قابل دسترسی بوده و هم‌زمان بیشترین واردات از آنها صورت می‌گرفت، به کار رفت. داده‌ها و اطلاعات مورد نظر از سازمان خواربار جهانی (FAO)، شورای بین المللی غلات (IGC[۱۶])، مرکز پشتیبانی امور دام و سازمان حمایت از مصرف‌کننده و تولید کننده و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری گردید. لازم به ذکر است که برای تجزیه و تحلیل داده ها از نرم افزارهای آماری R و Eviews استفاده شد.

نتایج و بحث

جدول ۱ نتایج آزمون ایستایی بر اساس دو روش دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون برای قیمت ذرت و کنجاله سویا در ایران و کشورهای هدف در حالت با عرض از مبدأ و روند را نشان می دهد.

پرتال جامع علوم انسانی

16. International Grains Council

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی در دو محصول ذرت و کنجاله سویا (با وجود عرض از مبدأ و روند)

متغیر	آزمون A D F		آزمون P P		درجه انباشتگی
	مقدار آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری	مقدار آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری	
آزمون ایستایی قیمت ذرت					
*IRAN	-۲/۵۸۵	۰/۲۸۸	-۱/۸۱۶	۰/۶۹۰	$I(1)$
ΔIRAN	-۶/۶۶۲	۰/۰۰۰	-۵/۴۸۸	۰/۰۰۰	$I(0)$
ARGENTINA	-۱/۴۷۹	۰/۸۳۱	-۱/۶۳۲	۰/۷۷۴	$I(1)$
ΔARGENTINA	-۸/۷۹۳	۰/۰۰۰	-۸/۸۱۳	۰/۰۰۰	$I(0)$
BRAZIL	-۱/۵۴۷	۰/۸۰۷	-۱/۷۹۱	۰/۷۰۲	$I(1)$
ΔBRAZIL	-۷/۷۳۱	۰/۰۰۰	-۷/۷۷۱	۰/۰۰۰	$I(0)$
UKRAINE	-۱/۷۹۱	۰/۷۰۲	-۲/۱۷۵	۰/۲۱۷	$I(1)$
ΔUKRAINE	-۷/۳۷۱	۰/۰۰۰	-۷/۳۴۷	۰/۰۰۰	$I(0)$
آزمون ایستایی قیمت کنجاله سویا					
IRAN	-۲/۲۸۳	۰/۴۳۶	-۲/۶۰۴	۰/۲۸۰	$I(1)$
ΔIRAN	-۶/۵۶۹	۰/۰۰۰	-۶/۵۶۴	۰/۰۰۰	$I(0)$
ARGENTINA	۰/۷۵۹	۰/۸۲۳	-۲/۹۰۷	۰/۱۶۸	$I(1)$
ΔARGENTINA	-۶/۰۹۹	۰/۰۰۰	-۶/۰۶۹	۰/۰۰۰	$I(0)$
RUSSIAN	-۱/۹۲۳	۰/۳۲۰	-۱/۶۲۳	۰/۴۶۵	$I(1)$
ΔRUSSIAN	-۹/۹۸۳	۰/۰۰۰	-۹/۹۸۳	۰/۰۰۰	$I(0)$
TURKEY	-۲/۶۹۲	۰/۲۴۴	-۲/۹۰۳	۰/۱۶۹	$I(1)$
ΔTURKEY	-۷/۰۶۷	۰/۰۰۰	-۷/۰۶۰	۰/۰۰۰	$I(0)$

* نام هر کشور نشان‌دهنده قیمت محصول مورد نظر (در این جدول ذرت) برای آن کشور است. Δ نیز بیانگر قیمت هر کشور با یک تفاضل است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۱، مشاهده می‌شود که قیمت ذرت ایران، آرژانتین، برزیل و اوکراین در سطح ایستا نبوده‌اند ولی با یک وقفه تمامی متغیرهای یاد شده در سطح اطمینان یک درصد ایستا از درجه یک یا I(0) می‌باشند. لازم به ذکر است که ایستایی فصلی نیز بر اساس آزمون Hegy مورد بررسی قرار گرفت که نتایج این آزمون برای قیمت ذرت و سویا در جدول ۲ آورده شده است. از آنجا که داده‌ها ماهانه هستند لذا تمامی تناوب‌های ماهانه، فصلی، دو ماهه و غیره مورد آزمون قرار گرفت.

جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی فصلی Hegy

محصول	کشور	وجود ریشه واحد با تناوب ۱۲ ماهه
ذرت	آرژانتین	۱۳/۵*
	برزیل	۶/۰۱*
	اوکراین	۹/۷۱*
	ایران	۷/۴۷*
کنجاله سویا	روسیه	۲/۴۹*
	ترکیه	۳/۳۷*
	آرژانتین	۱/۲۱*
	ایران	۶/۱۶*

مأخذ: یافته‌های تحقیق * رد فرضیه در سطح ۵ درصد

نتیجه آزمون ایستایی غیرفصلی Hegy برای تمامی متغیرها (جدول ۲) بیانگر عدم ایستایی متغیرهای قیمتی می‌باشد. اما آزمون‌های ریشه واحد فصلی Hegy نیز نشان می‌دهد که در برخی از تناوب‌ها متغیرهای قیمتی مورد نظر ایستا بوده و در برخی از تناوب‌ها ناایستا است. در واقع در حالت کلی با توجه به نتایج آزمون ایستایی فصلی می‌توان گفت که تمامی متغیرهای مورد بررسی ناایستا هستند. چراکه در هرصورت تنها در شرایطی می‌توان گفت متغیرها ایستا هستند که ایستایی در تمامی تناوب‌ها تأیید شود.

برای آزمون گونزالو-گرنجر بر اساس مطالعات کاسا (۱۹۸۹) آزمون ایستایی غیر فصلی مد نظر قرارگرفت. بر همین اساس و با توجه به اینکه تمامی متغیرهای مورد نظر I(0) هستند، می‌توان رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها را بر اساس روش تصحیح خطای برداری برآورد نمود و در ادامه آزمون گونزالو-گرنجر را جهت تعیین روند تصادفی مشترک بین متغیرها برآورد کرد. لازم به ذکر است همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، در روش گونزالو-گرنجر تمامی متغیرها باید ایستا از درجه اول باشند. همچنین متغیر قیمت کنجاله سویا برای ایران، آرژانتین، روسیه و ترکیه در سطح، ایستا نیست ولی برای تمامی متغیرهای یاد شده بر اساس دو آزمون مورد نظر ایستا از درجه یک و یا I(0) می‌باشند. بر همین اساس و با توجه به اینکه تمامی متغیرهای مورد نظر I(0) هستند، می‌توان رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها برای کنجاله سویا نیز بر اساس روش تصحیح خطای برداری برآورد نمود و در ادامه آزمون گونزالو-گرنجر را جهت تعیین روند تصادفی مشترک بین متغیرها برآورد کرد.

برای انجام روش گونزالو-گرنجر ابتدا باید تعداد وقفه بهینه و سپس تعداد بردار هم‌انباشتگی از طریق الگوی یوهانسن تعیین گردد. در ادامه نتایج مربوط به هر یک از آزمون‌های انجام شده مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

برای تعیین تعداد وقفه بهینه به طور معمول از معیارهای آکاییک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC) و حنان-کوئین (HQ) استفاده می‌شود. لازم به ذکر است زمانی که تعداد مشاهدات کم باشد، نتایج حاصل از معیارهای آکاییک و شوارتز-بیزین اعتبار بالاتری دارد (نوفرستی، ۱۳۹۱). نتایج مربوط به تعیین وقفه بهینه در جدول ۳ قابل مشاهده است. بر اساس نتایج جدول ۳ مشخص است که معیارهای آکاییک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC) و حنان-کوئین (HQ) برای الگوی ذرت وقفه بهینه را دو و برای الگوی کنجاله سویا وقفه بهینه را یک نشان می‌دهند.

جدول ۳. نتایج تعیین تعداد وقفه بهینه برای قیمت ذرت و کنجاله سویای ایران و طرف‌های تجاری

تعداد وقفه- نوع آزمون	LR	A IC	S C	H Q
تعداد وقفه بهینه ذرت				
۱	۳۲/۶۴	۳۳/۰۶	۳۲/۸۱	NA
۲	۳۲/۲۱*	۳۳/۰۴*	۳۲/۵۴*	۶۹/۷۷*
۳	۳۲/۳۴	۳۳/۵۸	۳۲/۸۴	۱۶/۴۱
تعداد وقفه بهینه کنجاله سویا				
۱	N A	۵۲/۶۱*	۵۳/۱۸*	۵۲/۸۳*
۲	۱۸/۵۹	۵۲/۷	۵۳/۹	۵۳/۲۳

* وقفه بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای آزمون این مسئله که آیا رابطه بلندمدتی بین متغیرهای مطالعه وجود دارد یا خیر، از روش جوهانسون- جوسلیوس و از آماره اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه استفاده شده است. شایان ذکر است که مدل‌های مختلف همچون مدل‌های با عرض از مبدأ، بدون عرض از مبدأ ، لگاریتمی و نمایی مورد بررسی قرار گرفت از بین آنها بهترین برازش با توجه با آماره‌های خوبی برازش، مدل با عرض از مبدا تشخیص داده شد.

بر اساس نتایج جدول ۴ مشاهده می‌شود که بر اساس هر دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه در الگوی کنجاله سویا وجود یک بردار هم‌انباشتگی تأیید می‌گردد، چرا که فرض صفر در حالت آزمون وجود یک بردار هم‌انباشتگی (R=1) در سطح بحرانی ۵ درصد تأیید می‌شود. برای ذرت نیز مشاهده می‌شود که در هر دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه وجود دو بردار هم‌انباشتگی تأیید می‌گردد، چرا که فرض صفر در حالت آزمون وجود دو بردار هم‌انباشتگی (R=2) در سطح بحرانی ۵ درصد تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون تعیین تعداد بردارهای هم انباشته در الگوها

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره اثر	مقدار بحرانی در سطح ۵٪ معنی داری	آماره حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی در سطح ۵٪ معنی داری
تعداد بردارهای هم انباشته کنجاله سویا					
R=0	R>0	۶۷/۷۳	۶۳/۸۸	۳۶/۰۳	۳۲/۱۲
R=1	R>1	۳۱/۶۹	۴۲/۹۲	۱۳/۳۶	۲۵/۸۲
تعداد بردارهای هم انباشته ذرت					
R=0	R>0	۹۲/۴۲	۶۳/۸۸	۳۴/۵۴	۳۲/۱۲
R=1	R>1	۴۸/۸۸	۴۲/۹۲	۳۰/۳۶	۲۵/۸۲
R=2	R>2	۱۸/۵۲	۲۵/۸۷	۱۱/۷۰	۱۹/۲۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج روش گونزالو-گرنجر به منظور تخمین و آزمون روند تصادفی مشترک بین متغیرهای قیمت ذرت و کنجاله سویای ایران و کشورهای طرف تجاری در جداول ۵ تا ۱۰ ارائه شده است. عناصر ماتریس α وزن هر کدام از بازارها در روند مشترک (که نمایانگر مشارکت بازارها بر روند مشترک) و ماتریس β نیز اهمیت نسبی روند را در هر بازار نشان می‌دهد.

جدول ۵. مشارکت کشورها در روند تصادفی مشترک قیمت ذرت

ماتریس آلفا	روند مشترک اول	روند مشترک دوم
ایران	۰/۳۷۷	۰/۳۱۹
آرژانتین	-۰/۲۳۰	-۰/۱۸۷
برزیل	۰/۸۹۳	-۰/۰۹۰
اوکراین	-۰/۰۹۰	۰/۹۲۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۵ مشاهده می‌شود که بین قیمت ذرت ایران و کشورهای طرف تجاری، دو روند تصادفی مشترک وجود دارد به طوری که میزان مشارکت بر روند تصادفی مشترک قیمت ذرت از طرف ایران بر روند تصادفی مشترک در روند اول ۰/۳۷۷ است. در

روند دوم نیز میزان مشارکت ایران ۰/۳۱۹ می‌باشد. در همین راستا بیشترین مشارکت بر روند تصادفی مشترک در روند تصادفی مشترک اول، مربوط به کشور برزیل است. همچنین بیشترین مشارکت بر روند مشترک دوم مربوط به کشور اوکراین می‌باشد.

جدول ۶.اهمیت نسبی کشورها درروند تصادفی مشترک قیمت ذرت

ماتریس بتا	روند مشترک اول	روند مشترک دوم
ایران	۰/۲۵۰	۰/۴۱۸
آرژانتین	۰/۶۳۷	-۰/۷۴۷
برزیل	۰/۶۹۳	۰/۴۵۴
اوکراین	۰/۲۲۹	۰/۲۴۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۶ مشاهده می‌شود که کشور ایران در دو روند تصادفی مشترک اول و دوم بین کشورهای مورد مطالعه از نظر اهمیت نسبی به ترتیب سوم و چهارم است. در همین راستا بیشترین اهمیت نسبی از روند مشترک اول را کشور برزیل دارد. در روند مشترک دوم نیز بیشترین اهمیت نسبی مربوط به کشور آرژانتین است.

در راستای سنجش وجود رهبر قیمت در سری‌های زمانی قیمت ذرت در ایران و کشورهای طرف تجاری، آزمون برونزایی ضعیف برای این محصول نیز مد نظر قرار گرفت. در جدول۷ نتایج مربوط به آزمون برونزایی ضعیف برای قیمت ذرت ارائه شده است. بر این اساس مشاهده می‌شود که بر اساس آزمون LR فرضیه صفر مبنی بر وجود برونزایی ضعیف برای قیمت ذرت ایران، برزیل و آرژانتین را نمی‌توان رد کرد در حالی که برای قیمت ذرت اوکراین این فرض رد می‌شود. بر این اساس، آرژانتین و برزیل عامل محرک در فرایند تعیین قیمت کنجاله سویا در ایران می‌باشد. به عبارت دیگر در بلند مدت قیمت ذرت آرژانتین، برزیل و ایران رهبر تعیین کننده و مقید سایر سری‌های زمانی قیمت هستند.

جدول ۷. نتایج حاصل از آزمون برون‌زایی ضعیف در ذرت

متغیر قیمت	آماره آزمون برون‌زایی ضعیف	سطح معنی‌داری
ایران	۰/۴۳۹	۰/۵۰۷
برزیل	۰/۸۲۰	۰/۳۶۵
آرژانتین	۰/۶۵۵	۰/۴۱۸
اوکراین	۵/۳۸۴	۰/۰۲۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای تعیین روند تصادفی مشترک قیمت کنجاله سویا، در جدول ۸ نتایج مشارکت هر کدام از بازارها در روند مشترک ملاحظه می‌شود.

جدول ۸. مشارکت کشورها درروند تصادفی مشترک قیمت کنجاله سویا

ماتریس آلفا	روند مشترک اول	روند مشترک دوم	روند مشترک سوم
ایران	-۰/۲۲۶	۰/۵۳۲	۰/۱۹۳
آرژانتین	۰/۹۷۱	۰/۰۶۷	۰/۰۲۴
روسیه	۰/۰۶۷	۰/۸۴۲	-۰/۰۵۷
ترکیه	۰/۰۲۴	-۰/۰۵۷	۰/۹۷۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۸ مشاهده می‌شود که بین قیمت سویای ایران و کشورهای طرف تجاری، سه روند تصادفی مشترک وجود دارد به طوری که ایران در این سه روند از نظر مشارکت در رتبه دوم است. در همین راستا بیشترین مشارکت در روند تصادفی مشترک اول، مربوط به کشور آرژانتین است. همچنین بیشترین مشارکت در روند مشترک دوم و سوم به ترتیب مربوط به روسیه و ترکیه می‌باشد. جدول ۹ نتایج اهمیت نسبی کشورها را در روند تصادفی مشترک قیمت کنجاله سویا نشان می‌دهد.

جدول ۹. اهمیت نسبی کشورها درروند تصادفی مشترک قیمت کنجاله سویا

ماتریس بتا	روند مشترک اول	روند مشترک دوم	روند مشترک سوم
ایران	-۰/۰۱۲	۰/۰۳۴	۰/۹۹۲
آرژانتین	۰/۰۵۰	۰/۸۶۴	۰/۰۳۴
روسیه	-۰/۱۸۴	۰/۴۹۹	-۰/۱۲۳
ترکیه	۰/۹۸۱	۰/۰۵۰	-۰/۰۱۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۹ مشاهده می‌شود که کشور ایران در دو روند تصادفی مشترک اول و دوم اهمیت نسبی پایینی در روند تصادفی قیمت کنجاله سویا دارد به طوری که در روند اول و دوم بین کشورهای مورد مطالعه از نظر اهمیت نسبی چهارم است. در همین راستا از نظر اهمیت نسبی در روند مشترک اول کشور ترکیه اول است. در روند مشترک دوم و سوم نیز به‌ترتیب بیشترین اهمیت نسبی مربوط به آرژانتین و ایران است.

همان‌طور که از نتایج دو جدول ۸ و ۹ قابل ملاحظه است کشور ایران به صورت کلی، اهمیت نسبی و مشارکت بالایی در روند مشترک ندارد ولی میزان مشارکت و اهمیت نسبی کشورهای منتخب در روند مشترک بالا است که این مسئله با واقعیت نیز تطابق دارد.

به منظور داشتن یک نتیجه‌گیری کامل و قابل استناد و همچنین در راستای سنجش وجود رهبر قیمت در سری‌های زمانی قیمت کنجاله سویا در ایران و کشورهای طرف تجاری، آزمون برونزایی ضعیف مد نظر قرار گرفت. در جدول ۱۰ نتایج مربوط به آزمون برونزایی ضعیف برای قیمت کنجاله سویا ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون LR فرضیه صفر مبنی بر وجود برونزایی ضعیف در تمامی متغیرها رد می‌شود. بر این اساس، هیچ‌یک از متغیرهای قیمت به تنهایی عامل محرک در فرایند تعیین قیمت کنجاله سویا در ایران نمی‌باشد. به عبارت دیگر در بلندمدت قیمت کنجاله سویا آرژانتین، روسیه و ترکیه رهبر تعیین کننده و مقید سایر سری‌های زمانی قیمت نمی‌باشند.

جدول ۱۰. نتایج حاصل از آزمون برون‌زایی ضعیف در کنجاله سویا

متغیر قیمت	آماره آزمون برونزایی ضعیف	سطح معنی‌داری
ایران	۴/۱۱۰	۰/۰۴۳
آرژانتین	۴/۶۰۹	۰/۰۳۲
روسیه	۷/۳۳۸	۰/۰۰۷
ترکیه	۴/۶۱۳	۰/۰۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری وپیشنهادها

هدف اصلی این تحقیق، بررسی روند تصادفی مشترک بین قیمت محصولات کشاورزی در ایران و کشورهای طرف عمده تجاری با ایران بوده است. در این راستا به حداقل رسانیدن نوسان‌های قیمت و دادن اطمینان خاطر بیشتر، در مورد سطوح قیمت ها در آینده، تقریباً همیشه از اهداف اساسی سیاست قیمت محصولات کشاورزی بوده است. بنابراین، به نوعی تمامی کشورها، اهداف تثبیت قیمت را در سیاست‌های خویش گنجانده‌اند. به هر حال آنچه مسلم است، این است که با توجه به تأمین بخشی از نیازهای مصرفی افراد جوامع وارد کننده محصولات کشاورزی به کالاهای اساسی از کانال واردات، نوسانات قیمتی این گونه کالاها و به خصوص در مورد افزایش قیمت‌ها تأثیر زیادی بر هزینه ارزی، هزینه‌های خانوار و کاهش مصرف این اقلام اساسی دارد. لذا این تحقیق در نظر داشت ارتباط میان بازارهای محصولات کنجاله سویا و ذرت در ایران و کشورهای منتخب طرف تجاری ایران که ارتباطات تجاری گسترده‌ای دارند را مورد بررسی قرار دهد.

بر اساس نتایج روند تصادفی مشترک کنجاله سویا، مشاهده شد که بین قیمت کنجاله سویای ایران و کشورهای طرف تجاری، سه روند تصادفی مشترک وجود دارد به طوری که بر اساس نتایج ماتریس آلفا، در روند تصادفی مشترک اول بیشترین مشارکت را کشور آرژانتین و کمترین مشارکت را کشور ترکیه و در روند تصادفی مشترک دوم بیشترین

مشارکت را کشور روسیه و کمترین مشارکت را کشور ترکیه روی قیمت کنجاله سویا دارد. در روند مشترک سوم بیشترین مشارکت را کشور ترکیه و کمترین مشارکت را کشور روسیه روی قیمت کنجاله سویا دارد. براساس نتایج ماتریس آلفا با وجود این که کشور ایران دارای کمترین مشارکت در روند تصادفی مشترک اول است اما در دو روند تصادفی مشترک دوم و سوم، کشور ایران دارای دومین مشارکت بین کشورهای مورد مطالعه است. بر اساس نتایج ماتریس بتا، در روند تصادفی مشترک اول بیشترین اهمیت نسبی را کشور برزیل و کمترین اهمیت نسبی را کشور اوکراین روی قیمت ذرت دارد. همچنین بر اساس نتایج ماتریس بتا، در روند تصادفی مشترک دوم بیشترین اهمیت نسبی را کشور آرژانتین و کمترین مشارکت را کشور اوکراین روی قیمت ذرت دارد. لازم به ذکر است که میزان مشارکت و اهمیت نسبی از روند تصادفی مشترک با توجه به واردات کنجاله سویا از کشورهای مورد مطالعه، روند تغییرات قیمت برای ایران بسیار مهم است. همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد، آرژانتین، برزیل و آمریکا بزرگ‌ترین تولیدکنندگان سویا در جهان هستند. در همین راستا مشاهده می‌شود که در روند اول بیشترین مشارکت بر روند مشترک مربوط به آرژانتین بوده است. این روند محتمل‌ترین روند تصادفی بین ایران و طرف‌های تجاری آن است.

بر اساس نتایج روند تصادفی مشترک قیمت ذرت مشاهده می‌شود که بین قیمت ذرت ایران و کشورهای طرف تجاری، دو روند تصادفی مشترک وجود دارد. بر اساس نتایج ماتریس آلفا، در روند تصادفی مشترک اول بیشترین مشارکت را کشور برزیل و کمترین مشارکت را کشور اوکراین و در روند تصادفی مشترک دوم بیشترین مشارکت را کشور اوکراین و کمترین مشارکت را کشور برزیل روی قیمت ذرت دارد. در روند تصادفی مشترک بر کشورها مشاهده می‌شود میزان مشارکت ایران روی قیمت ذرت در دو روند تصادفی مشترک اول و دوم، دومین در بین کشورهای مورد مطالعه است. بر اساس نتایج ماتریس بتا، در روند تصادفی مشترک اول بیشترین اهمیت نسبی را کشور برزیل و کمترین اهمیت نسبی را کشور اوکراین و در روند تصادفی مشترک دوم بیشترین اهمیت نسبی را کشور آرژانتین و

کمترین مشارکت را کشور اوکراین روی قیمت ذرت دارد. ایران در بین کشورهای مورد مطالعه از نظر اهمیت نسبی در روند مشترک اول، سوم و در روند مشترک دوم، چهارم است.

با توجه به تأیید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های جهانی و داخلی دو محصول کنجاله سویا و ذرت از یک سو و جایگاه این محصولات در تغذیه دام و انسان پیشنهاد می شود به منظور اجتناب از بروز نوسان زیاد در قیمت های داخلی، شرایط بازار جهانی به طور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به ویژه در زمینه سیاست های تجاری، از حساسیت زیاد قیمت های داخلی به نوسان قیمت های جهانی کاسته شود.

بر اساس نتایج روند تصادفی مشترک در کنجاله سویا، مشاهده شد که اگرچه سه روند تصادفی مابین کشورهای مورد نظر وجود دارد، اما در این روند هیچ یک از کشورها به عنوان رهبر قیمت نمی‌تواند به تنهایی نقش تعیین‌کننده‌ای بر قیمت در روند مشترک و قیمت کنجاله سویای ایران داشته باشد. همچنین ایران سهم و نقش تعیین کننده‌ای در تأثیرگذاری بر روند مشترک ندارد، اما روند تصادفی مشترک نقش مؤثری بر روند قیمتی ایران دارد. لذا قیمت واردات کنجاله سویای ایران بسیار متأثر از روند جهانی قیمت (و نه روند قیمت یک کشور خاص) است. از طرفی میزان واردات کنجاله سویا به حدی نیست که بتواند بر قیمت جهانی و یا روند تصادفی مشترک اثرگذار باشد. بر این اساس توصیه می‌گردد که دولت در تعیین سیاست‌ها اعم از سیاست‌های درون بخشی برای بخش کشاورزی و برون بخش برای سایر بخش‌ها بسیار دقت نموده و از اتخاذ سیاست‌های شتاب‌زده و کارشناسی نشده خودداری نماید.

بر اساس نتایج روند تصادفی مشترک قیمت ذرت مشاهده شد که یک روند بلندمدت بین کشورهای مورد بررسی وجود دارد به‌طوری که سه کشور ایران، برزیل و آرژانتین می‌توانند به عنوان رهبر تعیین‌کننده قیمت باشند. لذا پیشنهاد می‌شود به روابط تجاری ایران و کشورهای آرژانتین و برزیل توجه ویژه گردد. چراکه هر گونه شوک وارد شده در قیمت ذرت هر یک از کشورهای یاد شده می‌تواند تأثیر چشمگیری بر قیمت ذرت ایران بگذارد. از

سوی دیگر باید به این موضوع توجه نمود که بسیاری از نوسانات و شوک‌ها از جمله شوک‌های جهانی تحت کنترل دولت نیستند. در مقابله با این شرایط دولت می‌تواند با استفاده از ابزارهای قیمتی و غیرقیمتی تحت کنترل خود آثار نامناسب و سوء این شوک‌ها را کاهش و یا مرتفع نماید. همچنین ضرورت دارد با استفاده از ابزار تعرفه و ابزار تعرفه سهمیه‌ای، میزان واردات مدیریت شود.

منابع

1. Baquedano, F. G. & Liefert, W. M. (2014). Market integration and price transmission in consumer markets of developing countries. *Food Policy*, 44: 103-114.

2. Bolkesjø, T. F. & Buongiorno, J. (2006). Short-and long-run exchange rate effects on forest product trade: evidence from panel data. *Journal of Forest Economics*, 11(4): 205-221.

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

4. Engle, R.F., Hendry, D.F. & Richard, J.F. (1983). Exogeneity. *Econometrica*, 51: 277-304.

5. Fang, W., Lai, Y. & Miller, S. (2009). Does exchange rate risk affect exports asymmetrically? Asian evidence. *Journal of International Money and Finance*, 28: 215- 239.

6. FAO (2015). FAO prediction about the world's crop state in 2015-2016. Planning Research Institute, Tehran: Agricultural Economics and Rural Development. (Persian)

7. Gonzalez-Riviera, G. & Helfand, S.M., (2001). The extent, pattern and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83 (3): 576–592.

8. Gonzalo, J. & Granger, C.W.J. (1995). Estimation of common long memory components in cointegrated systems. *Journal of Business & Economic Statistics,* 13 (1): 27–35.

9. Gotz, L., Glauben, T. & Brümmer, B. (2013). Wheat export restrictions and domestic market effects in Russia and Ukraine during the food crisis. *Food Policy*, 38: 214-226.

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

11.Haile, M., Kalkuhl, M., Algieri, B. & Gebreselassié, S. (2016). Analysis of price shock transmission: case of the wheat-bread market value chain in Ethiopia (No. 50). LEI Wageningen UR.

12.Heidari Kamalabadi, R. & Shahnoushi, N. (2012). Transfer of the price from importing institutes in poultry sector from global markets to domestic markets, Case Study: Soybean Meal and Fish Powder. *Agricultural Economics and Development,* 20(79):135-154. (Persian)

13.Hong-Bo, S., Xiao-Yan, C., Li-Ye, C., Xi-Ning, Z., Gang, W., Yong-Bing, Y. & Zan-Min, H. (2006). Investigation on the relationship of proline with wheat anti-drought under soil water deficits. *Colloids and Surfaces B: Biointerfaces*, 53(1): 113-119.

14.https://epl.irica.gov.ir. (Persian)

15.Ismaili, A.K. (2012). Investigating the effect of global markets on domestic prices. Case study: barley, alfalfa, maize and soybean meal. *Agricultural Economics and Development,* 20(78): 145-170. (Persian)

16.Jain, A. & Biswal, P. C. (2015). Intraday price discovery and information sharing between stocks and single stock futures: evidence from India. *International Journal of Financial Markets and Derivatives*, 4(3-4): 203-212.

17.John, A. (2013). Price relations between export and domestic rice markets in Thailand. *Food Policy,* 42: 48-57.

18.Kalashami, M. K., Khiyavi, P. K. & Allahyari, M. S. (2015). Price transmission, threshold behavior and asymmetric adjustment in Iranian poultry market. *Iranian Journal of Applied Animal Science*, 5(2): 447-452.

19.Mahmoudi, H. & Afrasyabi, S. (2014). Analysis of price transfer in saffron market, Case study: Razavi, North and South Khorasan provinces. Saffron *Agronomy and Technology*, 2(2): 71-84. (Persian)

20.Minot, N. (2010). Transmission of world food price changes to markets in Sub-Saharan Africa. Washington: International Food Policy Research Institute.

21.Nofarasti, M. (2008). The root and coexistence in econometrics. Rasa Cultural Services Institute, First Print. Tehran: (Persian)

22.Jozghani, F., Moghadasi, R., Yazdani, S. & Mohammadinejad, A. (2015). Spreading price model of poultry meat and the most important business partner. *Agricultural Economics Research*, 7(4):99-112. (Persian)

23.Ravallion, M. (1986). Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1): 102-109.

24.Sekhar, C.S.C. (2012). Agricultural market integration in India: an analysis of select commodities. *Food Policy*, 37(3):309-322.

25.Shahikitash, M.N. & Omrani, M. (2014).Transfer of prices between the domestic market and the export of selected agricultural products and the welfare effects of asymmetric transmission. *Agricultural Economics and Development,* 22(85)177-211. (Persian)

26.Yavari, F., Ghahremanzadeh, M., Dashti, Q. & Phalsaphiyan, A. (2014). Threshold convergence and asymmetric transmission price: applicable for veal market in the East Azarbaijan province. *Agricultral Economics*, 8(2):103-119. (Persian)

27.Yousefi Motaghaed, H. & Moghadasi, R. (2013). Investigating the transfer of global prices to the domestic market of agricultural products (wheat, barley and rice) -Use the Entropy Maximization Method. *Agricultural Economics Research*, 5 (1):81-99.(Persian).

28.Ministry of Agriculture-Jahad (2016). Avalibale at: http://www.maj. ir (Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی