

بررسی روندهای تصادفی مشترک بین ارزش افزوده بخش

کشاورزی ایران و شرکای عمده تجاری

مریم قره جعفری^۱، کیومرث شهبازی^{۲*} و حسن خداویسی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۹

چکیده

یکی از هدف‌های اصلی هر کشور، تأمین مواد غذایی مورد نیاز جامعه است که از راه رشد در بخش کشاورزی قابل دستیابی است. در این راستا، این مطالعه تلاش کرده است؛ روندهای تصادفی مشترک بین ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای طرف عمده تجاری، در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۷ را مورد بررسی قرار دهد. برای نیل به این هدف؛ از روش گونزالو و گرنجر که در چارچوب مدل هم‌جمعی چند متغیره یوهانس و یوسلیوس می‌باشد، استفاده شده است. نتایج بدست آمده وجود رابطه هم‌جمعی و دو روند تصادفی مشترک بین ارزش افزوده کشاورزی کشورهای بررسی شده را نشان می‌دهد که بازتاب کننده کامل نبودن یکپارچگی بلندمدت بین این گروه از کشورها است. نتایج تحلیل روندهای تصادفی مشترک نیز گویای این واقعیت است که تمامی کشورها واکنش شدیدی نسبت به روندهای یاد شده از خود نشان می‌دهند، اما کشور چین رهبری ارزش افزوده بخش کشاورزی را بر عهده دارد. بر این اساس، لازم است که بمنظور دستیابی به رشد مستمر در کشاورزی، دولت از راه کاهش تعرفه بر واردات بخش کشاورزی و دادن یارانه به صادرات بخش کشاورزی، تجارت در بخش کشاورزی خود را با کشور چین گسترش دهد تا بخش کشاورزی داخلی از رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی جهانی بهره‌مند شود.

طبقه‌بندی JEL: Q13, Q11, F16.

واژه‌های کلیدی: روند تصادفی مشترک، روش گونزالو و گرنجر، رشد بخش کشاورزی، هم‌جمعی.

^۱ - دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه.

^۲ - استاد گروه اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

^۳ - دانشیار گروه اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

*- نویسنده مسئول مقاله: k.shahbazi@urmia.ac.ir

پیش گفتار

از جمله پدیده‌های مهم جهان کنونی، پدیده جهانی شدن است که به واسطه شتاب بالای آن در دهه‌های اخیر، تأثیراتی مهم بر ابعاد گوناگون جوامع به جای گذاشته است (Brown & Lauder, 2009). به گونه‌ای که منجر به کاهش هزینه‌های تجارت مرزی و ترغیب اقتصادهای محلی از جمله کشاورزی به سمت سیاست‌های تولیدی دیگر می‌شود (Carballo *et al.*, 2018). با توجه به این اهم که در سطح جهان، رشد بهره‌وری در بخش کشاورزی بیش‌تر از سایر بخش‌ها بوده است (Martin & Mitra, 2001). بنابراین توسعه و گسترش تجارت بین‌الملل محصولات کشاورزی می‌تواند در گرو رشد بخش کشاورزی باشد (Nick Ravesh *et al.* 2017) که این امر توسط سرریز دانش و فناوری به داخل کشور، کاهش تعرفه‌های دولتی در تولید و صادرات بخش کشاورزی قابل دستیابی است (Anderson, 2010). هم‌چنین، کشور ایران به لحاظ دارا بودن شرایط خاص؛ از قبیل گستردگی در امتداد طول جغرافیایی، تنوع آب و هوایی، وجود امکانات و عامل‌های اولیه، قابلیت و ظرفیت بالایی برای تولید انواع محصولات کشاورزی دارد (khalilzad *et al.*, 2014). از یک سو، بخش کشاورزی افزون بر تأمین امنیت غذایی و ایجاد اشتغال، تأثیر قابل ملاحظه‌ای در افزایش نرخ رشد اقتصادی دارد. این در حالی است که یکی از مهم‌ترین اهداف توسعه پایدار در جهان، دستیابی به مواد غذایی است.

(Fritz *et al.*, 2018; Biniyaz, 2018) از سوی دیگر، می‌تواند نقش مؤثری در رشد تجارت، که عامل اصلی تسری رشد اقتصادها از قبیل رشد بخش کشاورزی از سایر کشورها است، ایفا کند (Nick Ravesh, 2017). یکی از برجسته‌ترین تحولات قابل توجه دهه‌های اخیر در اقتصاد جهانی ادغام رو به فزاینده در اقتصاد جهانی است. به گونه‌ای که برخی از مطالعات ادعان داشته‌اند بین نوسانات چرخه‌های تجاری در تولید ناخالص داخلی واقعی شرکای تجاری همبستگی قوی وجود دارد (Blonigen *et al.*, 2014). در این راستا در مورد ارتباط ارزش افزوده بخش‌های گوناگون از قبیل کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری در ادبیات اقتصاد کلان یک مجرای اصلی مطرح می‌باشد که به کانال تجارت بین‌الملل معروف است. در مورد چگونگی تأثیر تجارت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی اختلاف نظر وجود دارد. به این صورت که تجارت باعث رشد بخش کشاورزی است (Mkpado & Arene, 2012); (Shahabadi *et al.*, 2016; Kumar *et al.*, 2016; De Silva *et al.*, 2013) یا تجارت مانع رشد بخش کشاورزی است (Zoraki *et al.*, 2013; Atici, 2002). فرضیه نخست، در چارچوب تئوری‌های اقتصادی مطرح می‌کند که تجارت منجر به رشد متقابل ارزش افزوده بخش کشاورزی بین کشورهای مورد تعامل می‌شود. بر اساس این فرضیه، مزایای تجارت بالقوه برای کشاورزی از سه جنبه است: نخست؛ با فراهم نمودن بستر مناسب برای تحرک نهاده‌ها، منجر به تسهیل انتشار دانش و فناوری می‌شود، در نتیجه زمینه رشد بخش کشاورزی در تک تک کشورها فراهم می‌شود. به این ترتیب تجارت محصولات کشاورزی به تجارت تخصصی محصولات کشاورزی مبتنی بر مزیت نسبی در کشورها منجر می‌شود (Shah abadi *et al.*, 2016) که افزایش اشتغال، امنیت غذایی و رفاه خانوار را در پی دارد (Hosseini *et al.*, 2011).

دوم؛ اثر غیرمستقیم ناشی از تغییرات شیوه زندگی مردم است که تغییر تقاضا برای کالاهای کشاورزی به صورت کمی و کیفی را به دنبال خواهد داشت (Pingali, 2007). به این صورت که افزایش ارتباطات بین‌المللی از راه مسافرت و دسترسی به مراکز بزرگ زنجیره غذایی در میان کشورهای مورد معامله گذار رژیم غذایی اتفاق می‌افتد (Reardon *et al.*, 2003). این فرضیه پیرو مطالعه Zoraki *et al.* (2013) است که ادعا می‌کند تجارت مانع ارزش افزوده بخش کشاورزی است. در این فرضیه ادعا می‌شود بین آزادسازی تجاری و رشد بخش کشاورزی در

بلندمدت و کوتاهمدت رابطه معنی‌دار و منفی وجود دارد. سوم؛ با کاهش موانع تجارت، کشورها را قادر خواهد ساخت با کم‌ترین هزینه، نیازهای غذایی را تأمین نموده و با سهولتی بیش‌تر در بازارهای جهانی دسترسی داشته باشند. (Chopra et al., 2002). با وجود انجام مطالعات متعدد در مورد تأثیر آزادسازی تجارت و جهانی‌شدن بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی، رابطه بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری با استفاده از مدل روند تصادفی مشترک الگوسازی نشده است. در حقیقت این پژوهش نخستین تلاش برای بررسی تجربی رابطه بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری با استفاده از روش روند تصادفی مشترک گونزالو- گرنجر^۱ است. این روش بر اساس مدل هم جمعی چند متغیره (Johansen & Juselius, 1990) به شناسایی وجود رابطه بلندمدت و هم پیوندی بین متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازد (Chang et al., 2008). مزیت این مدل در این است که با ارائه دو ماتریس جداگانه، این امکان را فراهم می‌کند که بتوان مقدار اهمیت نسبی و وزن ارزش‌افزوده بخش کشاورزی هر کشور را به‌صورت مجزا در روند مشترک مورد بررسی قرار داد (Granger, 1995) (Gonzalo &

بر اساس آمارهای بانک مرکزی چین، هند، ترکیه، امارت، عراق جزء کشورهای هستند که ایران بیش‌ترین حجم تجارت را با آن‌ها دارد؛ در این میان، در بازه زمانی مورد نظر تنها داده‌های مربوط به کشورهای ترکیه، هند و چین در دسترس است. بر اساس آمار بانک مرکزی واردات ایران از کشورهای چین، ترکیه و هند به ترتیب ۱۴٪، ۵/۸٪ و ۷/۸٪ است. همچنین، مقدار صادرات ایران به کشورهای یاد شده به ترتیب ۳۰٪، ۷/۹٪، ۱/۷٪ از کل صادرات ایران را تشکیل می‌دهد.

بنابراین، سؤال اصلی که این مقاله در پی پاسخ به آن است؛ این است که آیا بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری هم پیوندی و روند تصادفی مشترک وجود دارد؟ وزن و اهمیت ایران بر روندهای تصادفی احتمالی موجود چه مقدار است؟ برای پاسخگویی به این سؤالات از روند تصادفی مشترک گونزالو- گرنجر، سری‌های زمانی فصلی ارزش‌افزوده بخش کشاورزی^۲ ایران، هند، ترکیه و چین در طول ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۵ استفاده شده است.

در مورد روند تصادفی مشترک بین ارزش‌افزوده کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری هیچ مطالعه‌ای صورت نگرفته است، اما در مورد اثر جهانی‌شدن یا آزادسازی تجاری بر رشد بخش کشاورزی و سایر بخش‌ها مطالعات متفاوتی صورت گرفته است که این مطالعات اغلب نتایج مشابهی را ارائه داده‌اند، اما مقدار تأثیرپذیری و تأثیرگذاری از روند تصادفی مشترک بین ارزش‌افزوده کشاورزی ایران با کشورهای عمده طرف تجاری با استفاده از روش گونزالو- گرنجر یا سایر مدل‌های مشابه مورد بررسی واقع نشده است. خلاصه مهم‌ترین مطالعات صورت گرفته در زمینه این موضوع در ذیل آورده شده است.

Diao et al. (2002) به بررسی اثر الحاق کشور چین به سازمان تجارت جهانی بر تولیدات بخش کشاورزی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از این است که رفاه عمومی افزایش یافته است درحالی که شکاف بین مناطق زیاد شده است و با اجرای سیاست آزادسازی همه جانبه در تجارت، بخش کشاورزی در سطح ملی منتفع شده است.

¹ -Gonzalo & Granger

² - Agriculture Value Added

(2002) Atici آزادسازی تجاری بر توزیع درآمد خانوارها و تولیدات کشاورزی در ترکیه را مورد بررسی قرار داده است؛ نتایج نشان می‌دهند که آزادسازی کامل کشاورز بر برخی از قسمت‌های کشاورزی اثر مثبت و بر برخی دیگر اثر منفی دارد.

(Mkpado & Arene, 2012) به بررسی اثر آزادسازی تجاری و تغییرات نرخ ارز بر محصولات اساسی در نیجریه پرداخته‌اند. آزاد سازی تجاری منجر به افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود.

(2013) Desilva *et al.* اثر آزادسازی تجاری بر رشد تولیدات کشاورزی کشور سریلانکا را بررسی کرده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری منجر به رشد بخش کشاورزی و افزایش بهره‌وری در این بخش شده است.

(2007) Ismaili *et al.* اثر آزادسازی تجاری بر ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه بیانگر این است که، اقتصاد کشاورزی ایران در برهم‌کنش مثبت با اقتصاد جهان بوده در نتیجه جهانی‌شدن بر بخش کشاورزی اثر مثبت دارد.

(2013) Mojarad به بررسی نقش کشاورزی در همگرایی منطقه‌ای کشورهای عضو اکو پرداخته‌اند. کشاورزی منجر به کاهش سرعت همگرایی در منطقه می‌شود.

(2013) Zoraki *et al.* به بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی تجاری بر عملکرد کشاورزی پرداخته‌اند، بین آزادسازی تجاری و رشد بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه معنی‌دار و منفی وجود دارد.

(2014) khalilzadeh *et al.* تأثیر عضویت در سازمان تجاری بر بخش کشاورزی ایران را مطالعه کرده‌اند. بین جهانی‌شدن و ارزش افزوده بخش کشاورزی رابطه بلندمدت وجود دارد و وجود دو بردار هم‌جمعی در مدل تأیید می‌شود. هم‌چنین، جهانی‌شدن منجر به رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود.

با توجه به مطالعات بررسی شده؛ می‌توان نتیجه گرفت که در رابطه با روند تصادفی مشترک بین رشد بخش کشاورزی خلأ مطالعاتی وجود دارد زیرا پژوهش‌های صورت گرفته اغلب در رابطه با تأثیر آزادسازی تجاری، جهانی‌شدن و تجارت بر رشد کشاورزی است. در حالی که این احتمال وجود دارد بین رشد بخش کشاورزی کشورهای گوناگون هم‌پیوندی و روند مشترک وجود داشته باشد یا فقط اثر کوتاه مدت بر رشد هم‌دیگر داشته باشند. لذا جهت پر کردن خلأ موجود این مطالعه انجام شده است.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه، بمنظور بررسی و تحلیل روند تصادفی مشترک ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای طرف عمده تجاری موجود، از مدل (Gonzalo & Granger, 1995) استفاده شده است. در مدل روند تصادفی مشترک گونزالو و گرنجر، باید همه متغیرها هم‌انباشته از درجه یک باشند (Schreiber, 2017). در این روش، مدل هم‌جمعی چند متغیره (Johansen & Juselius, 1990) در چارچوب یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) نامقید، قابل برآورد است. بر این اساس و به پیروی از (Gonzalo & Granger, 1995) الگوی روند تصادفی مشترک (۱) برای بررسی هم‌پیوندی ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای یاد شده، لحاظ شده است:

$$\begin{pmatrix} vaa_{ira_t} \\ vaa_{tur_t} \\ vaa_{ind_t} \\ vaa_{chi_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} vaa_{ira_t} \\ vaa_{tur_t} \\ vaa_{ind_t} \\ vaa_{chi_t} \end{pmatrix} f_t + \begin{pmatrix} \overline{vaa_{ira_t}} \\ \overline{vaa_{tur_t}} \\ \overline{vaa_{ind_t}} \\ \overline{vaa_{chi_t}} \end{pmatrix} \quad (1)$$

vaa_{ira_t} ارزش افزوده کشاورزی ایران، vaa_{tur_t} ارزش افزوده کشاورزی ترکیه، vaa_{ind_t} ارزش افزوده کشاورزی هند و vaa_{chi_t} ارزش افزوده کشاورزی چین است. در این راستا در صورتی که متغیرهای بیان شده هم جمع باشند، بایستی یک الگویی عامل مشترک f_t با درجه انباشتگی $I(1)$ به صورت (۱) وجود داشته باشد؛ که در آن $\overline{vaa_{ira_t}}$ ، $\overline{vaa_{tur_t}}$ ، $\overline{vaa_{ind_t}}$ و $\overline{vaa_{chi_t}}$ هستند. در رابطه (۱)، f_t عامل مشترک و نیروی هدایت کننده به هم جمعی است؛ که در مطالعات معمول کم تر بر تخمین آن توجه شده است و بیش تر مطالعات انجام شده، بر روی تخمین بردار $(1, -A)$ متمرکز بوده اند. زمانی که مدل پیچیده بوده و از مجموعه ای از متغیرها تشکیل شده باشد می توان در بلندمدت به یک الگوی ساده تری با استفاده از مجموعه کوچک تری از عوامل بلندمدت مشترک بسنده نمود. این موضوع در حالت هم جمعی در سیستم های بزرگ مطرح بوده و می توان با تحلیل نتایج اولیه و بدست آوردن عوامل مشترک f_t رابطه هم جمعی متغیرهای مورد مطالعه را بررسی کرد. هم چنین، با تخمین عامل مشترک می توان $(vaa_{ira_t}, vaa_{tur_t}, vaa_{ind_t}, vaa_{chi_t})$ را به دو جزء $[f_t, (\overline{vaa_{ira_t}}, \overline{vaa_{tur_t}}, \overline{vaa_{ind_t}}, \overline{vaa_{chi_t}})]$ تجزیه کرد که جزء $(\overline{vaa_{ira_t}}, \overline{vaa_{tur_t}}, \overline{vaa_{ind_t}}, \overline{vaa_{chi_t}})$ نشان دهنده جزء موقت و f_t نیز نشان دهنده جزء دائمی است؛ در حقیقت مدل یاد شده، هر سیستم هم جمع را به دو جزء دائمی و موقت تجزیه می کند. برای ساده کردن مدل، $X_t = (vaa_{ira_t}, vaa_{tur_t}, vaa_{ind_t}, vaa_{chi_t})' x_t$ و یک بردار $(p \times 1)$ از سری های زمانی $I(1)$ فرض شده است. به طور کلی موارد ذکر شده به صورت (۲) نشان داده شده است:

$$X_{t \times p \times 1} = A_{1 \times p \times k} \cdot f_{t \times k \times 1} + \tilde{X}_{t \times p \times 1}, \quad k = p - r \quad (2)$$

در رابطه (۲)، p تعداد کل متغیرهای مورد بررسی و موجود در بردار X_t و r تعداد بردارها هم جمعی می باشد. روش Granger & Gonzalo (1995) دارای دو فرض اساسی زیر است:

الف) به صورت ترکیبات خطی از متغیرهای X_t می باشد که منجر به قابل مشاهده بودن f_t شده است؛ به بیان دیگر: $f_{t \times k \times 1} = B_{1 \times k \times p} \cdot X_{t \times p \times 1}$.
 ب) $A_{1 \times p \times k} \cdot f_{t \times k \times 1}$ و $\tilde{X}_{t \times p \times 1}$ یک تجزیه دائمی - موقتی را تشکیل می دهند. به بیان دیگر، جزء $\tilde{X}_{t \times p \times 1}$ هیچ اثر دائمی روی بردار متغیرهای X_t ندارد. در حالی که f_t نشان دهنده جزء دائمی بردار متغیرهای X_t در بلندمدت است و به عنوان نیروی هدایت کننده هم جمعی بشمار آمده است؛ ترکیب خطی بالا و اجزای مشترک توسط مدل تصحیح خطای تصریح شده در رابطه (۳) قابل تخمین است.

$$\Delta X_t = \alpha \beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (3)$$

به طور کلی، مدل گونزالو و گرنجر سه گام اساسی دارد: گام نخست، بررسی ایستایی متغیرها است که باید همه متغیرها ایستا از درجه یک باشند. گام دوم، تخمین مدل است. شروع این گام با بررسی تعداد وقفه های بهینه، در مدل

VAR می‌باشد. ادامه این گام شامل بررسی رابطه بلندمدت و هم‌انباشتگی بین متغیرها، با استفاده از روش بیش‌ترین درست‌نمایی (Johansen & Juselius, 1990) و تخمین ماتریس‌های متعامد α و β است (Souri, 2016). در مدل VECM، α و β به ترتیب نشان‌دهنده سرعت تعدیل و رابطه تعادلی بلندمدت هستند؛ درحالی‌که با استفاده از تخمین رابطه (۱)، (۲) و (۳) می‌توان ماتریس‌های متعامد α_{\perp} و β_{\perp} را بدست آورد که عناصر ماتریس آن‌ها به ترتیب بیانگر وزن هر یک از بخش‌ها در روند مشترک و اهمیت نسبی روند در هر کشور است. (Gonzalo & Granger, 1995) در روش ارائه‌شده خود جهت بررسی روندهای تصادفی مشترک تخمین ماتریس‌های متعامد α_{\perp} و β_{\perp} سری زمانی X_t را به صورت رابطه (۴) تجزیه کرده‌اند.

$$\begin{aligned} x_t &= p_t + T_t \\ P_t &= \beta_{\perp} (\alpha_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} \alpha_{\perp} X_t = A_1 \cdot f_t, \alpha_{\perp} \alpha = 0, \beta_{\perp} \beta = 0 \\ T_t &= \alpha (\beta \alpha)^{-1} \beta X_t = A_2 z_t \end{aligned} \quad (4)$$

در رابطه (۴) p_t و T_t به ترتیب جزء دائمی و موقت $f_t = \alpha_{\perp} X_t$ و $z_t = \beta X_t$ می‌باشند. از رابطه بالا قابل استنباط است که هرگونه تغییر و شوک وارد شده بر جزء دائمی (عامل مشترک) آثار بلندمدتی بر رفتار آن دارد، درحالی‌که شوک‌های وار د شده بر جزء موقت، تنها آثار گذرا و کوتاه‌مدتی را بر رفتار متغیر در پی دارد (Gonzalo & Granger, 1995).

مرحله آخر، ارزیابی مدل با استفاده از آزمون برون‌زایی ضعیف^۲ است. در این مرحله روی عناصر سطری ماتریس α در VECM باید آزمونی به صورت رابطه (۵) صورت گیرد. در این آزمون بررسی می‌شود که آیا ترکیبات خاصی از X_t وجود دارد که ضمن حضور در روابط بلندمدت، بر سایر متغیرهای موجود در الگو تأثیرگذار باشد، ولی خود از آن‌ها تأثیر نپذیرد؟

$$H_0: A\alpha_{ij} = 0, j = 1, \dots, r \quad (5)$$

آنگاه پس از برآورد هر دو الگوی مقید و غیر مقید، آماره آزمون نسبت درست‌نمایی^۳ از راه رابطه (۶) محاسبه می‌شود.

$$-2 \log(Q) = n \sum_{i=1}^r \log \left| \frac{1 - \hat{\lambda}_i^*}{1 - \hat{\lambda}_i} \right| \sim \quad (6)$$

که در فرضیه صفر $H_0: A\alpha_{ij} = 0$ آماره بالا دارای توزیع مجانب $\chi^2_{(r*(k-m))}$ است، به صورتی که $\hat{\lambda}_i^*$ و $\hat{\lambda}_i$ به ترتیب برآورد مقادیر ویژه الگوی مقید و نامقید برای $i = 1, \dots, r$ ، n نشان‌دهنده تعداد قیدهای اعمال شده بر الگو، r تعداد بردارهای هم‌جمعی مدل، k تعداد متغیرهای موجود در الگو و m تعداد متغیرهای درون‌زای مدل است (Nofresteri, 2008).

^۱- Orthogonal Complement matrix

^۲- Weakly Exogenous

^۳- Likelihood-Ratio Test

در این مطالعه از داده‌های سری زمانی فصلی ارزش افزوده بخش کشاورزی واقعی ایران، ترکیه، چین و هند به قیمت ثابت ۲۰۱۰، اعلام شده در شاخص‌های توسعه بانک جهانی^۱ (۲۰۱۶) در دوره ۲۰۱۵-۱۹۶۷ استفاده شده است. روش تجزیه و تحلیل این پژوهش روش اقتصادسنجی است. همچنین، تخمین مدل و اجرای آزمون‌های لازم در نرم‌افزارهای Eviews9 و R انجام شده است.

نتایج و بحث

در این پژوهش آزمون مانایی، همبستگی، هم انباشتگی و رابطه بلندمدت با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 انجام شد. همچنین، برای تحلیل و تجزیه روند تصادفی مشترک بین متغیرها، تخمین ماتریس‌های متعامد α_1 و β_1 با استفاده از نرم‌افزار R 3.3.1 انجام شده است.

جدول ۱- توصیف داده‌ها و همبستگی بین متغیرها

Table1-Data Description and Correlation Between Variables

متغیر توصیف داده‌ها Data Description Variable	ارزش افزوده ایران Added Value of Iran	ارزش افزوده ترکیه Added Value of Turkey	ارزش افزوده هند Added Value of India	ارزش افزوده چین China's Added Value
میانگین Mean	10.3103	21.4397	28.5389	43.789
میانه Median	9.9011	18.1003	28.9774	45.0297
بیش‌ترین Maximum	17.2184	47.7596	44.4006	47.9199
کم‌ترین Minimum	-3.5015	5.3303	5.5657	12.7076
انحراف معیار Std. Dev.	3.431	11.0366	8.4145	4.4116
چولگی Skewness	-0.118	0.542	0.1232	-3.2959
جارق-برا Jarque-Bera	3.4229	16.4531	6.7094	2216.752
همبستگی بین متغیرها Correlation Between Variables				
ارزش افزوده ایران	1.000	0.04158	0.455	-0.2600

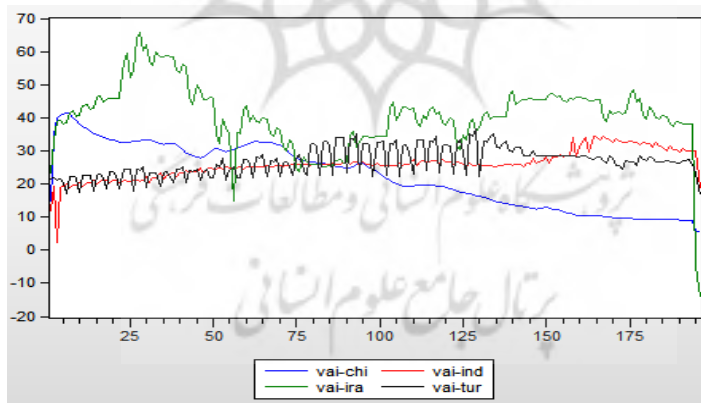
¹ - World Development Indicators (WDI, 2016)

			Added Value of Iran
-0.4257	0.8724	1.000	ارزش افزوده ترکیه
			Turkey Value Added
-0.2675	1.000		ارزش افزوده هند
			Added Value of India
1.000			ارزش افزوده چین
			China's Added Value

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

جدول ۱ نمایی از ویژگی داده‌ها و همبستگی ساده بین متغیرهای مدل را توصیف می‌کند. با توجه به جدول یاد شده ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران، ترکیه، چین و هند دارای همبستگی می‌باشند. که در این میان بیش‌ترین همبستگی بین ارزش افزوده کشاورزی ترکیه با هند با مقدار تقریبی ۰/۸۷ و کم‌ترین آن، بین ارزش افزوده کشاورزی ایران با ترکیه با مقدار تقریبی ۰/۰۴ است. علت همبستگی کم بین ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران و ترکیه را می‌توان در نوع تجارت ایران با ترکیه دانست. بنا بر آمار بانک مرکزی، از یک سو؛ اغلب تجارت ایران با ترکیه در بخش صنعت از قبیل صادرات گاز، نفت و واردت پوشاک است؛ از سوی دیگر، ترکیه در بخش کشاورزی خودکفایی دارد و بیش‌ترین صادرات کشاورزی را به کشورهای بزرگ (آمریکا، اروپا، هند و ...) دارد. در حقیقت روند نرخ رشد صادرات محصولات کشاورزی نیز نشان می‌دهد که در تمامی برنامه‌های توسعه، همواره رشد صادرات بخش صنعت از رشد صادرات بخش کشاورزی بیش‌تر بوده است. همبستگی معیار ساده‌ای است که قادر به منعکس کردن پویایی کامل بین متغیرها نیست، لذا در ادامه رابطه همگرایی بین متغیرها با استفاده از سایر روش‌ها بررسی می‌شود.



شکل ۱- روند ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای مورد مطالعه

Fig. 1- Trend of agricultural sector value added in studied countries

شکل ۱، نیز نشان‌دهنده بیشترین همبستگی بین هند و ترکیه؛ و کم‌ترین همبستگی بین ایران و ترکیه است که تأییدکننده جدول ۱ است.

نخستین گام در بررسی متغیرها، بررسی مانایی متغیرهای پژوهش است. اهمیت داشتن ریشه واحد برای یک فرا گرد تصادفی آن است که اگر شوکی به آن وارد شود اثر دائمی دارد. به این منظور، آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) مورد استفاده قرار گرفت.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد

Table 2- Unit Root Test

آزمون مانایی دیکی-فولر-تعمیم‌یافته (ADF) در سطح Augmented Dickey Fuller Unit Root Test (ADF) in Level				
متغیر Variable	احتمال Prob.	آماره t t-Statistic	عرض از مبدأ Intercept	وضعیت مانایی Stationarity Status
ارزش‌افزوده ایران Adde Value of Iran	0.52	-2.13	0.54	نامانا Nonstationary
ارزش‌افزوده ترکیه Turkey Value Added	0.94	-0.99	0.29	نامانا Nonstationary
ارزش‌افزوده هند Adde Value of India	0.73	-1.72	3.45	نامانا Nonstationary
ارزش‌افزوده چین Chinas Added Value	0.26	-2.63	0.43	نامانا Nonstationary
آزمون مانایی دیکی-فولر-تعمیم‌یافته (ADF) پس از یک‌بار تفاضل‌گیری Augmented Dickey Fuller Unit Root Test (ADF) in First Difference				
ارزش‌افزوده ایران Added Value of Iran	0.000	-8.37	-0.16	I(1)
ارزش‌افزوده ترکیه Turkey Value Added	0.000	-44.15	-1.25	I(1)
ارزش‌افزوده هند Added Value of India	0.000	-4.85	-0.47	I(1)
ارزش‌افزوده چین China's Added Value	0.000	-4.03	0.01	I(1)

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهند، نتایج حاکی از آن است که تمامی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری در سطح ۰/۰۵ مانا شدند. دومین گام تحلیل هم‌انباشتگی یوهانسن و یوسلیوس است؛ یکی از مراحل اساسی تحلیل هم‌انباشتگی یوهانسن، تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است؛ به‌گونه‌ای که از دارا بودن خصوصیات کلاسیکی در جملات خطا باید اطمینان یافت؛ بنابراین، در این مطالعه برای تعیین طول وقفه بهینه در مدل

موردبررسی، از معیارهای شوارتز- بیزین (SC) و حنان- کوئین (HQ)، بیشترین درست‌نمایی (LR)، آکائیک (AIC) و (FPE) استفاده شده است.

جدول ۳- نتایج انتخاب وقفه بهینه

Table3- The Result of Selection of Optimum Lag

تأخیری Lag	لگاریتم Log L	بیشترین درست نمایی LR	پیش‌بینی خطای نهایی FPE	آکائیک AIC	شوارتز-بیزین SC	حنان کوئین HQ
0	-2023.38	NA	30690.4	21.68	21.75	21.71
1	-1060.26	1874.73	1.2	11.55	11.89	11.69
2	-888.45	327.06*	0.2*	9.88*	10.50*	10.13 *

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

*انتخاب وقفه بهینه در سطح ۰/۰۵

*Indicates lag order selected by the criterion at level of 5%

بر اساس جدول ۳؛ نتیجه معیارهای بالا وجود ۲ وقفه را در الگو تأیید می‌کند. لذا، وقفه دوم به‌عنوان وقفه بهینه در مدل انتخاب می‌شود. پس از انتخاب تعداد وقفه‌ها، به بررسی رابطه بلندمدت و هم‌انباشتگی بین متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود از آن‌جا که تمامی متغیرها I(1) می‌باشند، می‌توان هم‌انباشتگی آن‌ها را با استفاده از روش بیش‌ترین درست‌نمایی (Johansen & Juselius, 1990) مورد بررسی قرارداد (Souri, 2016).

جدول ۴- آزمون تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی

Table 4- Test to Determine the Number of Cointegration Vectors

احتمال Prob.	سطح بحرانی درصد Critical Value 0.05	آماره آزمون Test Statistic	سطح بحرانی Critical Value	فرضیه مقابل Alternative Hypothesis	فرضیه صفر Null Hypothesis	نوع آزمون Type of Test
0.00	47.85	119.15	0.12	r=1	r=0	آزمون اثر Trace Test
0.000	29.79	50.43	0.05	r=2	0 < r ≤ 1	
0.72	15.49	5.76	0.014	r=3	1 < r ≤ 2	
0.29	3.84	1.10	0.004	r=4	2 < r ≤ 3	
0.000	27.58	68.72	0.12	r=1	r=0	ن پیش‌ترین مقدار ویژه Ma
0.000	21.13	44.66	0.05	r=2	0 < r ≤ 1	

0.78	14.26	4.65	0.014	r=3	1 < r ≤ 2
0.29	3.84	1.10	0.004	r=4	2 < r ≤ 3

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

بر اساس جدول ۴، فرضیه صفر در مورد عدم هم‌انباشتگی، در سطح ۹۰٪ بر مبنای هر دو آزمون پذیرفته نمی‌شود و فرضیه مقابل آن، یعنی وجود بیشینه دو بردار هم‌انباشتگی مورد پذیرش قرار می‌گیرد؛ لذا، می‌توان اذعان داشت که وجود دو بردار هم‌جمعی بین متغیرهای پژوهش تأیید می‌شود. وجود دو بردار هم‌جمعی بین چهار سری متغیر، گویای وجود دو روند تصادفی مشترک است که مجموعه چهار متغیر مورد بررسی را هدایت کرده و می‌تواند نشان‌دهنده کامل نبودن یکپارچگی بلندمدت بین این گروه از متغیرها باشد.

جدول ۵- بردارهای هم‌جمعی ارزش افزوده بخش کشاورزی (چین، هند، ترکیه، ایران)

و آماره t استیودنت

Table 5- Cointegrating Collective vectors of value added of agricultural sector (China, India, Turkey, Iran) And t statistics

ارزش افزوده ایران $\beta_{vaa_{ira}}$	ارزش افزوده ترکیه $\beta_{vaa_{tur}}$	ارزش افزوده هند $\beta_{vaa_{ind}}$	ارزش افزوده چین $\beta_{vaa_{chi}}$	بردارهای هم جمعی Cointegrating Integrated Vectors
1	1.70	-2.19	1.01	
-	(9.64)	(-9.71)	(5.94)	آماره t Statistic t

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۵، بردار هم‌جمعی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$vai_{ira} = \beta_0 + \beta_1 vaa_{tur} + \beta_2 vaa_{ind} + \beta_3 vaa_{chi} + U_t \quad (7)$$

$$vaa_{ira} = 28.03 - 1.7vaa_{tur} + 2.19vaa_{ind} - 1.01vaa_{chi} \quad (8)$$

پس از بررسی ساکن‌پذیری، وقفه بهینه، تعداد بردار هم‌انباشتگی و وجود رابطه بلندمدت به این نتیجه رسیدیم که آزمون‌های مورد نیاز برای بررسی روند تصادفی مشترک (Gonzalo & Granger, 1995) است. بر اساس تعداد

بردارهای هم جمعی و متغیرها، دو روند مشترک بین ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری وجود دارد. α_1 نشان دهنده وزن هر کشور در روند مشترک است،

جدول ۶- تخمین ماتریس متعامد (وزن هر کشور در روند مشترک) و (واکنش هر کشور در روند

مشترک)

Table 6- Orthogonal Matrix Estimation (α_1, β_1)

متغیر Variable	وزن هر کشور در روند مشترک	وزن هر کشور در روند مشترک	واکنش هر کشور در روند مشترک	واکنش هر کشور در روند مشترک
	اول	دوم	اول	دوم
	$\hat{\alpha}_1^1$	$\hat{\alpha}_1^2$	$\hat{\beta}_1^1$	$\hat{\beta}_1^2$
ارزش افزوده ایران Added Value of Iran	-0.14	0.35	0.30	-0.85
ارزش افزوده ترکیه Turkey Value Added	0.16	0.02	0.59	0.45
ارزش افزوده هند Added Value of India	0.97	0.04	0.74	-0.03
ارزش افزوده چین China Added Value	0.001	0.93	0.05	0.23

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

بر اساس جدول ۶ ارزش افزوده کشاورزی هند بیشترین وزن را در نخستین روند مشترک دارد؛ در واقع رهبری ارزش افزوده بخش کشاورزی را بر عهده دارد. در روند دوم به ترتیب چین و هند بیشترین وزن را در روند مشترک دوم ایفا می‌کند. که همگی در روندهای یاد شده اثر مثبت دارند. نتایج بدست آمده در این مورد از لحاظ مبانی تئوریک با نظریات (Shah abadi *et al.*, 2016; Kumar *et al.*, 2016; Mikpado & Arene., 2012; Desilva *et al.*, 2013; Ismaili, 2007; Diao *et al.*, 2002; Mikpado & Aren, 2012; Desilva *et al.*, 2013;) همخوانی دارند که اذعان می‌دارند که تجارت منجر به ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود و با مطالعات (Khalilzadeh *et al.*, 2014; Zoraki *et al.*, 2016) همسو می‌باشد. همچنین، در جدول (۶) نشان دهنده واکنش هر کشور نسبت به روند مشترک است. بر اساس جدول یاد شده، ارزش افزوده بخش کشاورزی هند نسبت به روند مشترک اول بیشترین واکنش را دارد. به بیان دیگر، در روند مشترک نخست دارای بیشترین اهمیت نسبی بر ارزش افزوده مشترک بخش کشاورزی (در مقایسه با سایر کشورها) است؛ در حالی که ارزش افزوده کشاورزی ایران نسبت به روند دوم بیشترین واکنش را نشان می‌دهند.

در راستای سنجش وجود رهبری ارزش افزوده در سری‌های زمانی کشاورزی ایران و کشورهای طرف تجاری، آزمون برون‌زایی ضعیف مدنظر قرار گرفت.

جدول ۷- آزمون برون‌زایی ضعیف

Table7- Weak Exogeneity Test

احتمال Prob	آماره محاسبه شده خی دو Calculated Statistics χ^2	متغیر Variable
0.01	6.49	ارزش افزوده ایران Added Value of Iran
0.00	20.57	ارزش افزوده ترکیه Turkey Value Added
0.00	12.87	ارزش افزوده هند Added Value of India
0.12*	2.37	ارزش افزوده چین China Value Added

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

* پذیرش فرضیه صفر در سطح ۰/۰۱

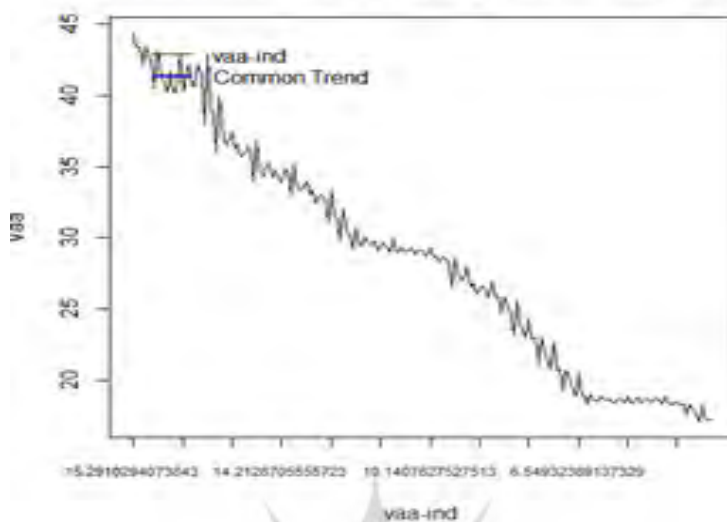
* Acceptance of the null hypothesis at the level of 0.01

در جدول ۷ نتایج مربوط به آزمون برون‌زایی ضعیف برای ارزش افزوده کشاورزی ارائه شده است. بر این اساس مشاهده می‌شود که بر اساس آزمون χ^2 فرضیه صفر مبنی بر وجود برون‌زایی ضعیف برای ارزش افزوده بخش کشاورزی چین را نمی‌توان رد کرد. در حالی که برای ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران، ترکیه و هند این فرض رد می‌شود. بر این اساس، ویژگی برون‌زایی ضعیف ارزش افزوده بخش کشاورزی چین عامل محرک در فرآیند ارزش افزوده بخش کشاورزی در ایران می‌باشند. به بیان دیگر، در بلندمدت ارزش افزوده کشاورزی چین تعیین‌کننده و مقید سایر سری‌های زمانی ارزش افزوده بخش کشاورزی است.

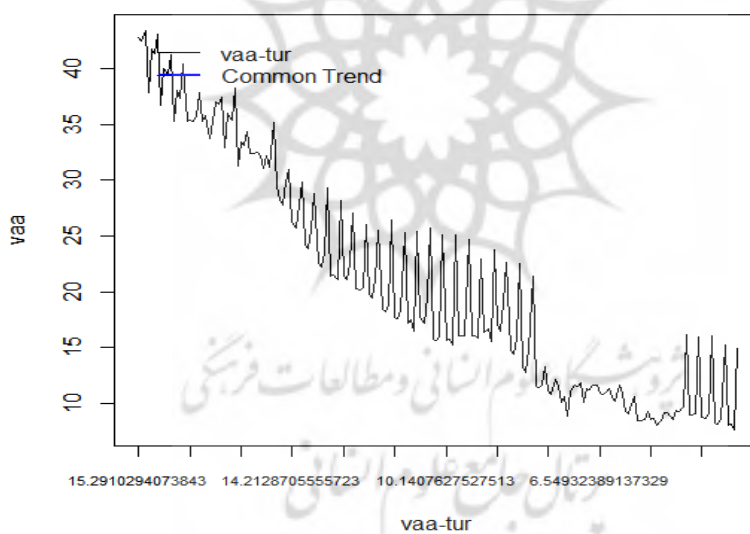
در نهایت، با پیروی از رویکرد (Gonzalo & Granger, 1995) به تجزیه جزء دائم و موقت (P-T) هر سری از متغیرها اقدام شد که نتایج مقایسه روند مشترک یا جزء دائمی هر متغیر با رفتار واقعی آن در شکل ۲ نشان داده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

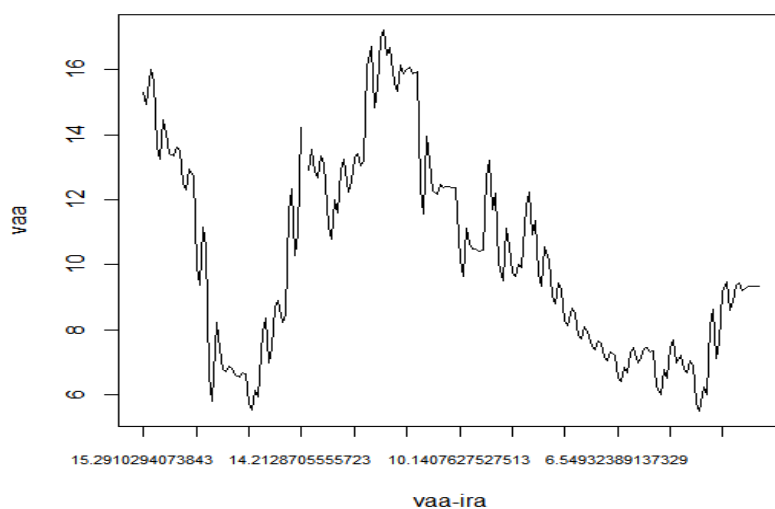
Extract Common Trend(s) from g2.xlsx according to GG



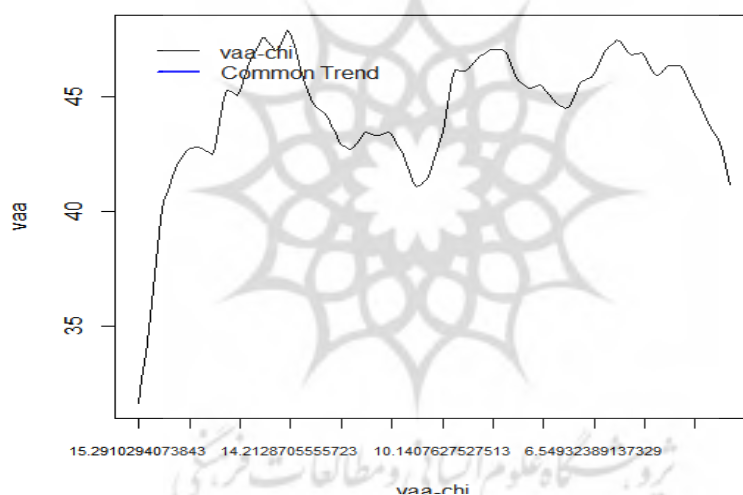
Extract Common Trend(s) from g2.xlsx according to GG



Extract Common Trend(s) from g2.xlsx according to GC



Extract Common Trend(s) from g2.xlsx according to GC



شکل ۲- روند مشترک و رفتار واقعی متغیرهای مورد بررسی

Fig. 2- Common Trend and Actual Behavior of the Examined Variables

تحلیل نمودارهای شکل ۲، نشان می‌دهد رفتار واقعی و جزء دائمی متغیرها کاملاً بر هم منطبق هستند و رابطه بلندمدتی بین آن‌ها وجود دارد، هم‌چنین، هیچ‌گونه انحراف کوتاه‌مدت بین آن‌ها دیده نمی‌شود و جزء دائم و موقت کاملاً بر هم منطبق می‌باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تأمین مواد غذایی در طول زندگی بشر همواره مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است که در این میان بخش کشاورزی از مهم‌ترین بخش‌های تأمین‌کننده مواد غذایی است. لذا، مطالعات فراوانی در زمینه تأثیر جهانی‌شدن و تجارت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی صورت پذیرفته است که می‌تواند به مفهوم بررسی همگرایی در بخش کشاورزی بین کشورهای عمده تجاری برداشت شود؛ بنابراین، در صورت پایین بودن درجه تغییر هم‌جهت ارزش افزوده کشاورزی ایران و کشورهای طرف تجاری، دولت از راه برنامه‌ریزی می‌تواند خودکفایی در بخش کشاورزی و محدود کردن تجارت را سرلوحه سیاست خود قرار دهد، اما در صورتی که تغییرات هم‌جهتی بین ارزش افزوده کشاورزی ایران و کشورهای طرف تجاری داشته باشد، دولت برای دستیابی به رشد پایدار در این بخش باید گسترش رابطه تجاری را در سیاست‌های خود بگنجانند.

از این رو، با توجه به مسائل بیان شده، این پژوهش تلاش کرد که ضمن بررسی رابطه بین ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری، روندهای تصادفی مشترک موجود بین کشورهای ذکر شده را تحلیل کند و پاسخی برای این پرسش بیابد که بخش کشاورزی کدام کشور در روند مشترک موجود رهبری رشد را بر عهده دارد؟

در این رابطه، پس از آزمون ریشه واحد، رابطه هم‌جمعی به کمک آزمون یوهانسن - یوسیلیوس برآورد شد که نتایج نشان‌دهنده وجود دو بردار هم‌جمعی بین چهار متغیر بود. وجود رابطه هم‌جمعی، نشان‌دهنده شکل‌گیری دو روند تصادفی مشترک است که کل مجموعه متغیرهای مورد بررسی را هدایت کرده و منعکس‌کننده سرعت پایین همگرایی و کامل نبودن یکپارچگی بلندمدت بین این گروه از متغیرهاست. برای تحلیل روندهای تصادفی موجود نیز از رویکرد (Gonzalo & Granger, 1995) استفاده شد. در رهیافت یادشده، ارزش افزوده بخش کشاورزی هند بیش‌ترین مشارکت و وزن (۹۷ درصد) را در روند مشترک اول بدست‌آمده آورد و ارزش افزوده سایر کشورها مشارکت کم‌تری در آن داشتند؛ در حالی که ارزش افزوده کشاورزی چین بیش‌ترین مشارکت را در روند دوم ایفا کرد. هم‌چنین، بر اساس نتایج، ارزش افزوده بخش کشاورزی هند و ترکیه نسبت به روند نخست، بیش‌ترین واکنش و تأثیرپذیری را نشان داده‌اند؛ در حالی که ارزش افزوده کشاورزی ایران و ترکیه نسبت به روند دوم بیش‌ترین واکنش را داشتند. نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف نیز بیان می‌کند که چین در روند مشترک موجود رهبری ارزش افزوده کشاورزی را بر عهده دارد. با وجود تأثیرگذاری که دارد نسبتاً از روند مشترک موجود تأثیرپذیر نیست.

در نهایت، با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در مورد وزن و اهمیت ارزش افزوده کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری از هم‌دیگر، می‌توان گفت که رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی بین کشورهای موجود از هم‌دیگر مستقل نمی‌باشند و از فعل و انفعالات ارزش افزوده هم‌دیگر متأثر می‌شوند. در کنار آن، وجود رابطه بلندمدت و در نهایت دو روند تصادفی مستقل بین ارزش افزوده کشاورزی کشورهای یاد شده بازتاب‌کننده کامل نبودن فرایند یکپارچگی بلندمدت و سرعت پایین همگرایی بین گروه‌های یادشده است و ارتباط متقابل محدود بلندمدت و هم‌پیوندی در کشورهای مورد بررسی را گزارش می‌دهد که در این شرایط می‌توان گفت دولت از طریق گسترش تجارت محصولات کشاورزی با کشور چین و هند، می‌تواند به رشد در این بخش دست یابد. در مورد این پژوهش مبنی بر وجود همبستگی و هم‌پیوندی بین ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری هیچ مطالعه‌ای صورت نپذیرفته است.

با توجه به مباحث بالا، پیشنهاد می‌شود که تصمیم‌گیرندگان و مقامات اقتصادی کشور در برنامه‌ریزی برای دستیابی به توسعه بخش کشاورزی، تجارت محصولات و کالاهای کشاورزی با کشور چین که رهبری رشد در روند مشترک را بر عهده دارد گسترش دهند.

References

- Anderson, K. (2010). Globalization's effects on world agricultural trade, 1960–2050. *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci.* 3007-3021.
- Atici, C. (2002). The impact of a complete trade liberalization on household groups in Turkish economy: A CGE approach. In *ERC/METU International Conference in Economics*, VI:11-14.
- Ionigen, B. A., Piger, J., and Sly, N. (2014). Co-movement in GDP trends and cycles among trading partners. *Journal of International Economics*, 94(2): 239-247. al interruptions). *Agricultural Economics Research*, 10 (2): 81-104. (In Persian).
- Brown, P., and Lauder, H. (2009). Globalization, International Education, and the Formation of a Transnational Class. *Yearbook of the National Society for the Study of Education*, 108(2): 147-130.
- Carballo, J., Schaur, G., and Volpe, C. (2018). Transportation and trade interactions: a trade facilitation perspective. *Handbook of International Trade and Transportation*.
- Chopra, M., Galbraith, S., and Darnton-Hill, I. (2002). A global response to a global problem: the epidemic of overnutrition. *Bulletin of the World Health Organization*, 80: 952-958.
- Chang, Y., Jiang, B., and Park, J. Y. (2008). Using Kalman Filter to Extract and Test for Common Stochastic Trends¹.
- Desilva, N., Malaga, J., and Johnson, J (2013). Trade liberalization effects on agricultural production growth: the case of Sri Lanka. In *Southern Agricultural Economics Association Annual (SAEA) Meeting*. Orlando ,2-5. Florida.
- Diao, X., Fan, S ,and Zhang, X. (2002). How China's WTO accession affects rural economy in the less-developed regions No. 87. (*International Food Policy Research Institute (IFPRI)*).
- Fritz, S., See, L., Bayas, J. C. L., Waldner, F., Jacques, D., Becker-Reshef, I., and Rembold, F. (2018). a comparison of global agricultural monitoring systems and current gaps. *Agricultural Systems*:1-15.
- Gonzalo, J., and Granger, C. (1995). Estimation of common long-memory components in cointegrated systems *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1):27-35
- Hosseini, S. S., Pakravan, M. R., Gilanpour, A., And Hagh, M. (2011). Investigating the effect of conservation policy in the agricultural sector. *Agricultural Economics and Development*, 25 (4): 507-516. (In Persian).
- Ismaili, A., and Rahmati, D. (2007). The effect of free trade on the growth of Iran's agricultural sector. *Agricultural Economics Quarterly*, 2 (1): 119-128. (In Persian).
- Kumar, A., Roy, D., Tripathi, G., Joshi, P. K., and Adhikari, R. P. (2016). *Contracting by small farmers in commodities with export potential: Assessing farm profits of lentil growers in Nepal* (Vol. (Vol. 1533)). Intl Food Policy Res Inst

- Khalilzadeh, J., Heydari, H., Faaljo, H., and Mohseni Zanozi, S.J. (2014). Investigating the effect of WTO membership on Iran's agricultural sector (with a time series approach). *Journal of Regional Economics and Development*, 20 (7): 194-217. (In Persian).
- Martin, W., and Mitra, D. (2001). Productivity growth and convergence in agriculture and manufacturing. *Econ. Dev. Cultur. Change*, 49: 403-423.
- Mojarad, A., Homayounifar, M.; and Salarpour, M. (2013). The role of agriculture in the regional convergence of ECO member countries. *Economic Research*, 48 (2): 189-211. (In Persian).
- Mkpado, M., and Arene, C.J. (2012). Trade Liberalization Exchange Rate Changes, and the Competitiveness of Carbohydrate Staple Markets in Nigeria. *International Journal of Agricultural Management and Development*, 2(2):121-136.
- Noferesti, M. (2008). Roots units and all of them In economics. Publications: Institute Services Cultural Ressa, Print 2. (In Persian).
- Nick Ravesh, Q., Yazdani, S., Yavari, gh., and Kazem Nejad, M. (2017). The growth of the agricultural sector and the ultimate desire to trade products. *Agricultural economics*: 127-141. (In Persian).
- Pingali, P. (2007). Agricultural growth and economic development: a view through the globalization lens *Agricultural Economics*, 37:1-12.
- Rearson, T., Timmer, C. P., Barrett, C. B., and Berdegue, J. (2003). The rise of supermarkets in Africa, Asia, and Latin America. *American journal of agricultural economics*, 85(5):1140-1146
- Schreiber, S. (2017). The estimation uncertainty of permanent-transitory decompositions in co-integrated systems. *Econometric Review* 1-22.
- Souri, A. (2016). Econometrics combined with Application, Farhang Shenasi publication, fourth edition. (In Persian).
- Shahabadi, A., Salmani, Y., and Seyed Arash, V. (2016). Gravity Model Approach: G_8 and D_7 Investigation of Agricultural Market Convergence in Countries 8. *Agricultural Economics Research*: 127-150. (In Persian).
- Zoraki, Sh., Motameni, M., and Nataj Fereyduni, M. (2016). Trade liberalization and applied agricultural performance are indicators. *Rosha economics research*: 129-159. (In Persian).