بررسی روندهای تصادفی مشترک بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران و شرکای عمده تجاری

مریم قره جعفری[۱]، کیومرث شهبازی[۲*] و حسن خداویسی[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش:۱۳۹۹/۰۶/۱۳

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: F16, Q11, Q13.

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 ومدیریت دانشگاه ارومیه.

[۳] – دانشیار گروه اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

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

پیش گفتار

ازجمله پدیده‌های مهم جهان کنونی، پدیده جهانی‌شدن است که به واسطه شتاب بالای آن در دهه‌های اخیر، تأثیراتی مهم بر ابعاد گوناگون جوامع به‌جای گذاشته است (Brown & Lauder, 2009). به گونه‌ای‌که 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 اذعان 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 ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده بخش کشاورزی اختلاف‌نظر 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 ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده 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[1] 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[2] 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

Atici (2002) 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 ارزش‌افزوده بخش کشاورزی می‌شود.

Desilva *et al.* (2013) 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.

Ismaili *et al.* (2007) اثر آزادسازی تجاری بر ارزش‌افزوده 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.

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

Zoraki *et al.* (2013) 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.

khalilzadeh *et al.* (2014) تأثیر عضویت در سازمان تجاری بر بخش کشاورزی ایران را مطالعه کرده‌اند. بین جهانی‌شدن و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی رابطه بلندمدت وجود دارد و وجود دو بردار هم‌جمعی در مدل تأیید می‌شود. هم‌چنین، جهانی‌شدن منجر به رشد ارزش‌افزوده 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، جهانی شدن 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 هم جمعی چند متغیره (Johansen &Juselius, 1990) در چارچوب یک مدل خودرگرسیونی 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:

$$\begin{pmatrix} vaa_{ira_t} \\ vaa_{tur_t} \\ vaa_{ind_t} \\ vaa_{chi_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} vaa_{ira_t} \\ vaa_{tur_t} \\ vaa_{ind_t} \\ vaa_{chi_t} \end{pmatrix} f_t + \begin{pmatrix} \widetilde{vaa_{ira_t}} \\ \widetilde{vaa_{tur_t}} \\ \widetilde{vaa_{ind_t}} \\ \widetilde{vaa_{chi_t}} \end{pmatrix} \quad (۱)$$

vaa_{ira_t} ارزش‌افزوده کشاورزی ایران، vaa_{tur_t} ارزش‌افزوده کشاورزی ترکیه، vaa_{ind_t} ارزش‌افزوده کشاورزی هند و vaa_{chi_t} ارزش‌افزوده کشاورزی چین است. در این راستا درصورتی‌که متغیرهای بیان‌شده هم جمع باشند، بایستی یک الگویی عامل مشترک f_t با درجه انباشتگی $I(1)$ به‌صورت (۱) وجود داشته باشد؛ که در آن، $\widetilde{vaa_{ira_t}}$، $\widetilde{vaa_{tur_t}}$، $\widetilde{vaa_{ind_t}}$ و $\widetilde{vaa_{chi_t}}$، $I(0)$ هستند. در رابطه (۱)، f_t عامل مشترک و نیروی هدایت‌کننده به هم جمعی است؛ که در مطالعات معمول کم‌تر بر تخمین آن توجه شده است و بیش‌تر مطالعات انجام‌شده، بر روی تخمین بردار $(1, -A)$ متمرکز بوده‌اند. زمانی که مدل پیچیده بوده و از مجموعه‌ای از متغیرها تشکیل‌شده باشد می‌توان در بلندمدت به یک الگوی ساده‌تری با استفاده از مجموعه کوچک‌تری از عوامل بلندمدت مشترک بسنده نمود. این موضوع در حالت هم جمعی در سیستم‌های بزرگ مطرح بوده و می‌توان با تحلیل نتایج اولیه و بدست آوردن عوامل مشترک f_t رابطه هم‌جمعی متغیرهای موردمطالعه را بررسی کرد. هم‌چنین، با تخمین عامل مشترک می‌توان $\left(vaa_{ira_t}, vaa_{tur_t}, vaa_{ind_t}, vaa_{chi_t}\right)$ را به دو جزء $\left[f_t, \left(\widetilde{vaa_{ira_t}}, \widetilde{vaa_{tur_t}}, \widetilde{vaa_{ind_t}}, \widetilde{vaa_{chi_t}}\right)\right]$ تجزیه کرد که جزء $\left(\widetilde{vaa_{ira_t}}\widetilde{vaa_{tur_t}}\widetilde{vaa_{ind_t}}, \widetilde{vaa_{chi_t}}\right)$ نشان‌دهنده جزء موقت و f_tنیز نشان‌دهنده جزء دائمی است؛ در حقیقت مدل یاد شده، هر سیستم هم جمع را به دو جزء دائمی و موقت تجزیه می‌کند. برای ساده کردن مدل، $\left(\widetilde{vaa_{ira_t}}, \widetilde{vaa_{tur_t}}, \widetilde{vaa_{ind_t}}, \widetilde{vaa_{chi_t}}\right)x_t =$ و یک بردار (p^x1) ازسری‌های زمانی $I(1)$ فرض شده است. به‌طورکلی موارد ذکرشده به‌صورت (۲) نشان داده شده است:

$$X_{t_{p\times 1}} = A_{1_{P\times k}}.f_{t_{k\times 1}} + \widetilde{X}_{t_{p\times 1}}, k = p - r \quad (۲)$$

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

الف) f_t به‌صورت ترکیبات خطی از متغیرهای X_t می‌باشد که منجر به قابل‌مشاهده بودن f_t شده است؛ به بیان دیگر: $f_{t_{k\times 1}} = B_{1_{k\times p}}.X_{t_{p\times 1}}.X_{t_{p\times 1}}$

ب) $A_{1_{P\times k}}.f_{t_{k\times 1}}$ و $\widetilde{X}_{t_{p\times 1}}$ یک تجزیه دائمی- موقتی را تشکیل می‌دهند. به بیان دیگر، جزء $\widetilde{X}_{t_{\times 1}}$هیچ اثر دائمی روی بردار متغیرهای X_t ندارد. درحالی‌که f_t نشان‌دهنده جزء دائمی بردار متغیرهای X_t در بلندمدت است و به‌عنوان نیروی هدایت‌کننده هم جمعی بشمار آمده است؛ ترکیب خطی بالا و اجزای مشترک توسط مدل تصحیح خطای تصریح‌شده در رابطه (۳) قابل تخمین است.

$$\Delta x_t = \alpha\acute{\beta}x_{t-1} + \sum_{j=1}^{k}\Gamma_j\,\Delta x_{t-j} + u_t \quad (۳)$$

به‌طورکلی، مدل گونزالو و گرنجر سه‌گام 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 وقفه‌های بهینه، در مدل

VAR می‌باشد. ادامه این گام شامل بررسی رابطه بلندمدت و هم انباشتگی بین متغیرها، با استفاده از روش بیش‌ترین درست‌نمایی (Johansen &Juselius, 1990) و تخمین ماتریس‌های متعامد αو β است (Souri, 2016). در مدل VECM، αوβ به ترتیب نشان‌دهنده سرعت تعدیل و رابطه تعادلی بلندمدت هستند؛ درحالی‌که با استفاده از تخمین رابطه (۱)، (۲) و (۳) می‌توان ماتریس‌های متعامد[1] $\alpha_\perp$ و$\beta_\perp$ را بدست آورد که عناصر ماتریس آن‌ها به ترتیب بیانگر وزن هر یک از بخش‌ها درروند مشترک و اهمیت نسبی روند در هر کشور است.(Granger& , 1995 Gonzalo) درروش ارائه‌شده خود جهت بررسی روندهای تصادفی مشترک تخمین ماتریس‌های متعامد$\alpha_\perp$ و$\beta_\perp$، سری زمانیX_t را به‌صورت رابطه (۴) تجزیه کرده‌اند.

$$x_t = p_t + T_t$$
$$P_t = \beta_\perp(\acute{\alpha}_\perp\beta_\perp)^{-1}\acute{\alpha}_\perp X_t = A_1.f_t, \acute{\alpha}_\perp\alpha = 0, \acute{\beta}_\perp\beta = 0$$
$$T_t = \alpha(\acute{\beta}\alpha)^{-1}\acute{\beta}X_t = A_2 z_t \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)،p_t و T_t به ترتیب جزء دائمی و موقت $f_t = \acute{\alpha}_\perp X_t$ و$\acute{\beta}X_t z_t =$ 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 دشده 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[2] است. در این مرحله روی عناصر سطری ماتریس α در VECM باید آزمونی به‌صورت رابطه (۵) صورت گیرد. در این آزمون بررسی می‌شود که آیا ترکیبات خاصی ازX_t وجود دارد که ضمن حضور در روابط بلندمدت، بر سایر متغیرهای موجود در الگو تأثیرگذار باشد، ولی خود از آن‌ها تأثیر نپذیرد؟

$$H_0: A\alpha_{ij} = 0, j = 1, \dots, r \qquad (۵)$$

آنگاه پس از برآورد هر دو الگوی مقید و غیر مقید، آماره آزمون نسبت درست نمایی[3] از راه رابطه (۶) محاسبه می‌شود.

$$-2\log(Q) = n\sum_{i=1}^{r}\log\left|\frac{1-\hat{\lambda}_i^*}{1-\hat{\lambda}_i}\right| \sim \qquad (۶)$$

که در فرضیه صفر$H_0: A\alpha_{ij} = 0$ آماره بالا دارای توزیع مجانب$x^2_{(r*(k-m))}$ 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 اعمال‌شده بر الگو، r تعداد بردارهای هم‌جمعی مدل، k تعداد متغیرهای موجود در الگو و m تعداد متغیرهای درون‌زای مدل است (Noferesti, 2008).

---

[1]- Orthogonal Complement matrix
[2]- Weakly Exogenous
[3]- Likelihood-Ratio Test

در این مطالعه از داده‌های سری زمانی فصلی ارزش‌افزوده بخش کشاورزی واقعی ایران، ترکیه، چین و هند به قیمت ثابت ۲۰۱۰، اعلام‌شده در شاخص‌های توسعه بانک جهانی[1] (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 انجام‌شده است.

نتایج و بحث

در این پژوهش آزمون مانایی، همبستگی، هم انباشتگی و رابطه بلندمدت با استفاده از نرم‌افزار Eviews۹ انجام شد. هم‌چنین، برای تحلیل و تجزیه روند تصادفی مشترک بین متغیرها، تخمین ماتریس‌های متعامد $\alpha_{\perp}$ و $\beta_{\perp}$ 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	ارزش‌افزوده ایران Added Value of Iran	ارزش‌افزوده ترکیه Added Value of Turkey	ارزش‌افزوده هند Added Value of India	ارزش‌افزوده چین China's Added Value
میانگین	10.3103	21.4397	28.5389	43.789
Mean میانه	9.9011	18.1003	28.9774	45.0297
Median بیش‌ترین	17.2184	47.7596	44.4006	47.9199
Maximum کم‌ترین	-3.5015	5.3303	5.5657	12.7076
Minimum انحراف معیار	3.431	11.0366	8.4145	4.4116
Std. Dev. چولگی	-0.118	0.542	0.1232	-3.2959
Skewness جارک-برا	3.4229	16.4531	6.7094	2216.752
Jarque-Bera				
همبستگی بین متغیرها Correlation Between Variables				
ارزش‌افزوده ایران	1.000	0.04158	0.455	-0.2600

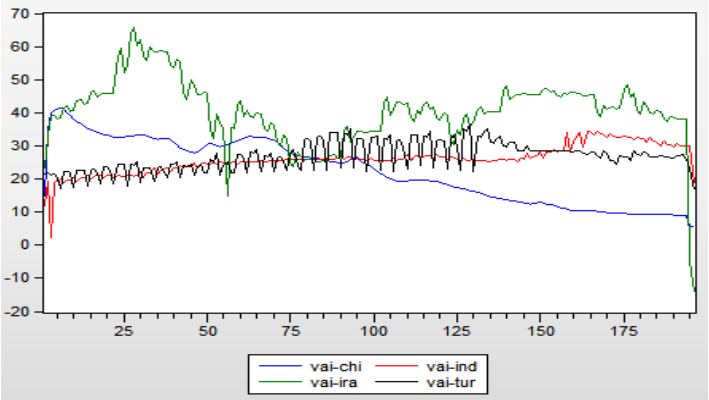
[1]- World Development Indicators (WDI, 2016)

			Added Value of Iran ارزش‌افزوده ترکیه
-0.4257	0.8724	1.000	Turkey Value Added ارزش‌افزوده هند
-0.2675	1.000		Added Value of India ارزش‌افزوده چین
1.000			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 ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران، ترکیه، چین و هند دارای همبستگی می‌باشند. که در این میان بیش‌ترین همبستگی بین ارزش‌افزوده کشاورزی ترکیه با هند با مقدار تقریبی ۰/۸۷ و کم‌ترین آن، بین ارزش‌افزوده کشاورزی ایران با ترکیه با مقدار تقریبی ۰/۰۴ است. علت همبستگی کم بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران و ترکیه را می‌توان در نوع تجارت ایران با ترکیه دانست. بنا بر آمار بانک مرکزی، از یک‌سو؛ 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) مورداستفاده 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.	آمارهt 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 تفاضل گیری 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 تفاضل گیری در سطح ۰/۰۵ مانا شدند. دومین گام تحلیل هم انباشتگی یوهانس و یوسلیوس است؛ یکی از مراحل اساسی تحلیل هم انباشتگی 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 هم انباشتگی بین متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود ازآن‌جا که تمامی متغیرها I(1) می‌باشند، می‌توان هم انباشتگی آن‌ها را با استفاده از روش بیش‌ترین درست‌نمایی (Johansen &Juselius, 1990) موردبررسی قرارداد(Souri, 2016).

جدول ۴- آزمون تعیین تعداد بردارهای هم جمعی

Table 4- Test to Determine the Number of Cointegration Vectors

نوع آزمون Type of Test		فرضیه صفر Null Hypothesis	فرضیه مقابل Alternative Hypothesis	سطح بحرانی Critical Value	آماره آزمون Test Statistic	سطح بحرانی ۵ درصد Critical Value 0.05	احتمال Prob.
آزمون اثر Trace Test		r=۰	r=1	0.12	119.15	47.85	0.00
	1	0 < r ≤	r=2	0.05	50.43	29.79	0.000
	2	1 < r ≤	r=3	0.014	5.76	15.49	0.72
	3	2 < r ≤	r=4	0.004	1.10	3.84	0.29
مقدار ویژه Ma بیش‌ترین آزمو ن		r=0	r=1	0.12	68.72	27.58	0.000
	1	0 < r ≤	r=2	0.05	44.66	21.13	0.000

0.78	14.26	4.65	0.014	r=3	$1 < r \leq 2$
0.29	3.84	1.10	0.004	r=4	$2 < r \leq 3$

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

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

جدول ۵– بردارهای هم جمعی 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

بردارهای هم جمعی Cointegrating Integrated Vectors	ارزش‌افزوده چین β_{vaachi}	ارزش‌افزوده هند βvaa_{ind}	ارزش‌افزوده ترکیه βvaa_{tur}	ارزش‌افزوده ایران $\beta\ vaa_{ira}$
	1.01	-2.19	1.70	1
آماره t Statestic t	(5.94)	(-9.71)	(9.64)	-

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۵، بردار هم جمعی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$vai_{ira} = \beta_0 + \beta_1 vaa_{tur} + \beta_2 vaa_{ind} + \beta_3 vaa_{chi} + U_t \qquad (۷)$$

$$vaa_{ira} = 28.03 - 1.7vaa_{tur} + 2.19vaa_{ind} - 1.01vaa_{chi} \qquad (۸)$$

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

بردارهای هم جمعی و متغیرها، دو روند مشترک بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری وجود دارد. $\alpha_{\perp}$ نشان‌دهنده وزن هر کشور درروند مشترک است،

جدول ۶– تخمین ماتریس متماعد (وزن هر کشور درروند مشترک) و (واکنش هر کشور درروند مشترک)

Table 6- Orthogonal Matrix Eetimation ($\alpha_{\perp}$,$B_{\perp}$)

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

مأخذ: محاسبات پژوهش

Source: Research Calculation

بر اساس جدول ۶ ارزش‌افزوده کشاورزی هند بیش‌ترین وزن را در نخستین روند مشترک دارد؛ درواقع رهبری ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را بر عهده دارد. درروند دوم به ترتیب چین و هند بیش‌ترین وزن را درروند مشترک دوم ایفا می‌کند. که همگی در روندهای یاد شده اثر مثبت دارند. نتایج بدست‌آمده 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) هم‌خوانی دارند که اذعان می‌دارند که تجارت منجر به ارزش‌افزوده بخش کشاورزی می‌شود و با مطالعات (Ismaili, 2007; Diao *et al*., 2002; Mikpado&Aren, 2012; Desilva *et al.*, 2013; Khalilzadeh *et al*., 2014; Zoraki *et al*., 2016) همسو می‌باشد. هم‌چنین، در جدول (۶) $\beta_{\perp}$ نشان‌دهنده واکنش هر کشور نسبت به روند مشترک است. بر اساس جدول یاد شده، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی هند نسبت به روند مشترک اول بیش‌ترین واکنش را دارد. به بیان دیگر، در روند مشترک نخست دارای بیش‌ترین اهمیت نسبی بر ارزش‌افزوده مشترک بخش کشاورزی (در مقایسه با سایر کشورها) است؛ درحالی‌که ارزش‌افزوده کشاورزی ایران نسبت به روند دوم بیش‌ترین واکنش را نشان می‌دهند.

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

جدول ۷– آزمون برون‌زایی ضعیف

Table7- Weak Exogeneity Test

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

مأخذ: محاسبات پژوهش

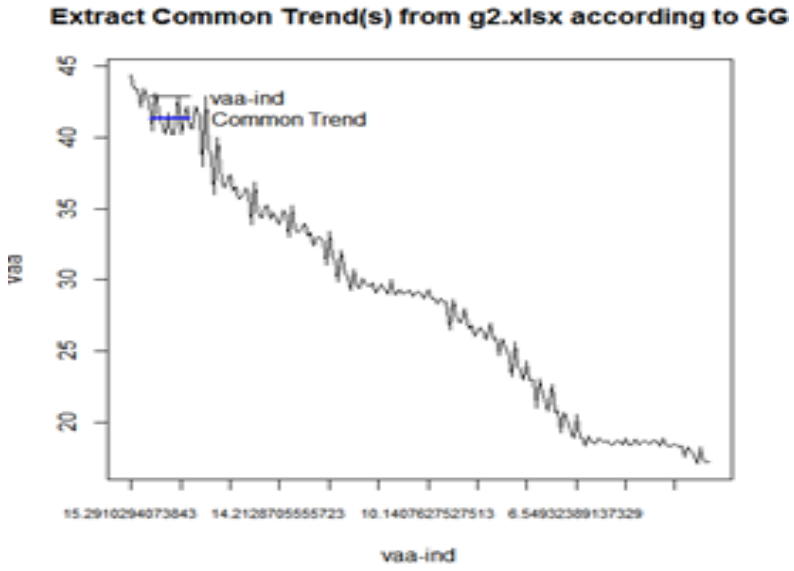
Source: Research Calculation

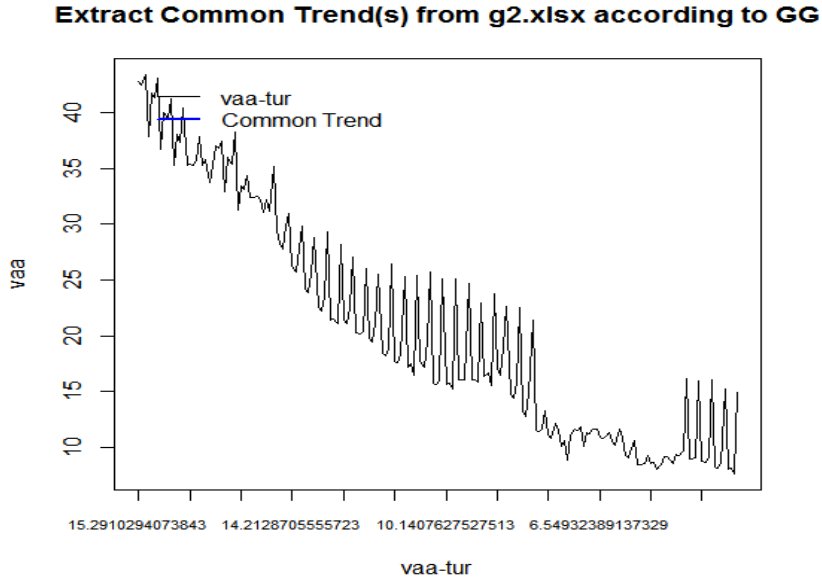
* پذیرش فرضیه صفر در سطح ۰/۰۱

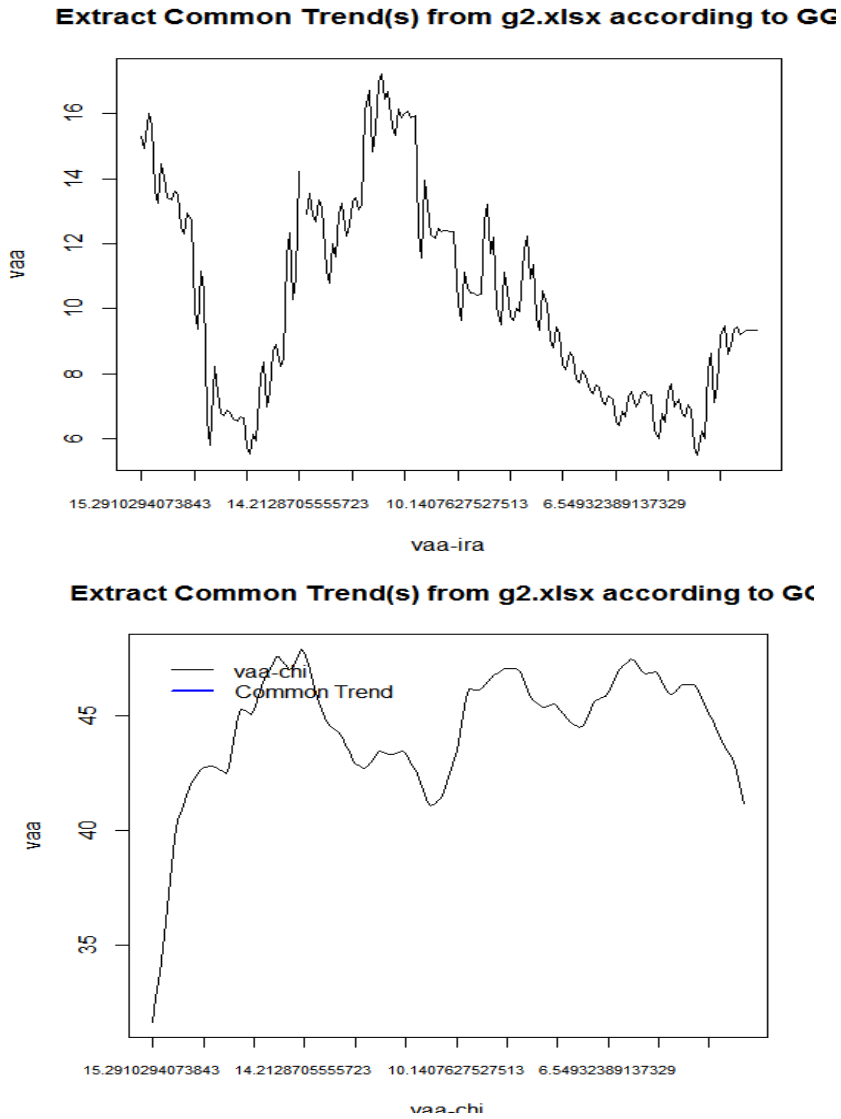
* Acceptance of the null hypothesis at the level of 0.01

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

درنهایت، 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 داده‌شده است.


Extract Common Trend(s) from g2.xlsx according to GG
vaa-ind
Common Trend
vaa
45
40
35
30
25
20
15.2910294073843
14.2128705555723
10.1407627527513
6.54932389137329
vaa-ind


Extract Common Trend(s) from g2.xlsx according to GG
vaa-tur
Common Trend
vaa
40
35
30
25
20
15
10
15.2910294073843
14.2128705555723
10.1407627527513
6.54932389137329
vaa-tur



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 موردتوجه 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 ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده 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 درصورتی‌که تغییرات هم‌جهتی بین ارزش‌افزوده 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 بگنجاند.

ازاین‌رو، با توجه به مسائل بیان‌شده، این پژوهش تلاش کرد که ضمن بررسی رابطه بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری، روندهای تصادفی مشترک موجود بین کشورهای ذکرشده را تحلیل کند و پاسخی برای این پرسش بیابد که بخش کشاورزی کدام کشور درروند مشترک موجود رهبری رشد را بر عهده دارد؟

در این رابطه، پس از آزمون ریشه واحد، رابطه هم جمعی به کمک آزمون یوهانسن- یوسیلیوس برآورد شد که نتایج نشان‌دهنده وجود دو بردار هم جمعی بین چهار متغیر بود. وجود رابطه هم جمعی، نشان‌دهنده شکل‌گیری دو روند تصادفی مشترک است که کل مجموعه متغیرهای مورد بررسی را هدایت کرده و منعکس‌کننده سرعت‌پایین 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، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی هند بیش‌ترین مشارکت و وزن (۹۷ درصد) را درروند مشترک اول بدست‌آمده آورد و ارزش‌افزوده سایر کشورها مشارکت کمرنگی در آن داشتند؛ درحالی‌که ارزش‌افزوده کشاورزی چین بیش‌ترین مشارکت را درروند دوم ایفا کرد. هم‌چنین، بر اساس نتایج، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی هند و ترکیه نسبت به روند نخست، بیش‌ترین واکنش و تأثیرپذیری را نشان داده‌اند؛ درحالی‌که ارزش‌افزوده کشاورزی ایران و ترکیه نسبت به روند دوم بیش‌ترین واکنش را داشتند. نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف نیز بیان می‌کند که چین درروند مشترک موجود رهبری ارزش‌افزوده 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 ارزش‌افزوده کشاورزی ایران و کشورهای عمده طرف تجاری از هم‌دیگر، می‌توان گفت که رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی بین کشورهای موجود از همدیگر مستقل نمی‌باشند و از فعل و انفعالات ارزش‌افزوده همدیگر متأثر می‌شوند. در کنار آن، وجود رابطه بلندمدت و درنهایت دو روند تصادفی مستقل بین ارزش‌افزوده کشاورزی کشورهای یاد شده بازتاب‌کننده کامل نبودن فرایند یکپارچگی بلندمدت و سرعت‌پایین همگرایی بین گروههای یادشده است و ارتباط متقابل محدود بلندمدت و هم پیوندی 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 هم پیوندی بین ارزش‌افزوده 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 درروند 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.

lonigen, 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*

*Associatio*n *Annua*l (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 Haghi, 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. A*gricultural 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 conomics*: 127-141. (In Persian).

Pingali, P. (2007) .Agricultural growth and economic development: a view through the globalization lens *Agricultural Economics*, 37:1-12.

Reardon, 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 Review1*-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).