تحلیل رابطه حمایت از بخش کشاورزی و رشد ارزش افزوده آن در برخی کشورهای OECD و ایران

آناهیتا نظری گوران[۱]، آمنه انوشه پور[۲*]، مهدی عطایی[۳]
۱- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج
*۲- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج
۳- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی، مدیر عامل شرکت مهندسی سحرگاه سبز ایرانیان
Bahar111366@gmail.com

چکیده

هدف بسیاری از کشورهای در حال توسعه رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی است و برای حصول به این هدف توجه به بخش کشاورزی حائز اهمیت است. از سویی سیاست‌های مداخله‌گرایانه دولت‌ها در رسیدن به این هدف قابل تأمل است. در این مطالعه به بررسی تأثیر حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی بر رشد ارزش افزوده آن در برخی کشورهای در حال توسعه عضو OECD و ایران در فاصله زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ پرداخته شد و با روش‌های نوین اقتصادسنجی از قبیل پانل هم‌انباشته و ریشه واحد پانلی فرضیه مورد نظر مورد آزمون قرار گرفت. همچنین از طریق FMOLS رابطه بلندمدت آنها به کمک نرم افزار Eviews8 برآورد شد. نتایج حاصل از تخمین مدل بیانگر آن است که رابطه‌ی بلندمدت و مثبت بین متغیرهای مدل در بین ۸ کشور منتخب عضو OECD وجود دارد. در حالی که این رابطه برای کشور ایران، هنگامی که به این گروه اضافه می‌شود، برقرار نیست.

کلمات کلیدی: حمایت از بخش کشاورزی، رشد ارزش افزوده، هم‌انباشتگی پانلی، کشورهای عضو OECD، ایران

مقدمه

فعالیت در بخش کشاورزی به دلیل ماهیت آن توأم با مخاطرات و ریسک‌هایی است که محیط اقتصادی بخش را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این رو سیاست گذاری اقتصادی در بخش کشاورزی با سایر بخش‌های اقتصادی تفاوت عمده‌ای دارد. در همین راستا اکثر کشورهای دنیا از توسعه‌یافته تا درحال توسعه در خصوص حمایت جامع و کامل از تولیدکنندگان این بخش، با جهت گیری افزایش بهره وری، کاهش هزینه تولیدکه افزایش رفاه مصرف کنندگان محصولات تولیدی بخش کشاورزی را به دنبال دارد، اتفاق نظر دارند(نجفی و شوشتریان ، ۱۳۸۳). به طور کلی دولت‌ها در کشورهای درحال توسعه و حتی کشورهای پیشرفته سیاست‌هایی را برای حمایت از بخش کشاورزی که اتخاذ می‌نمایند. این سیاست های حمایتی غالباً در جهت نیل به اهدافی همچون تخصیص مطلوب منابع در امور تولیدی، رفع برخی عدم تعادل‌های اقتصادی اتخاذ می گردد (طبیبی و مصری نژاد، ۱۳۸۶).

بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی بنابر دلائل مختلف سیاسی، اقتصادی و امنیتی همواره از حمایت‌های بیشتر دولت ها برخوردار بوده است. از جمله دلایل این حمایت‌ها می‌توان به ویژگی‌های خاص بخش کشاورزی و محصولات آن از جمله کاربری بیشتر این بخش در مقایسه با سایر بخش‌ها ، ریسک بالاتر ، بی‌ثباتی قیمت محصولات کشاورزی و کشش قیمتی پایین عرضه محصولات این بخش، فساد پذیری و عدم امکان ذخیره سازی زیاد این محصولات و از همه مهم‌تر نقش و اهمیت محصولات کشاورزی در تأمین امنیت غذایی جامعه اشاره کرد. انگیزه اصلی سیاست‌های حمایتی در بخش کشاورزی جهان را می‌توان در رشد و توسعه اقتصادی به ویژه در مناطق روستایی، حمایت از اشتغال و سرمایه گذاری‌ها، حفظ تولید داخلی، کاهش وابستگی به خارج و کاهش فقر برای دستیابی به شرایط مناسب زندگی نام برد. (رازینی رحمانی، ۱۳۸۱)

هدف این مقاله بررسی رابطه بین شاخص برآورد حمایت ازتولید کننده بخش کشاورزی و رشد ارزش افزوده این بخش در ایران و مقایسه‌ی آن در کشورهای منتخب OECD می باشد. به عبارت دیگر این مطالعه در پی یافتن رابطه‌ای بلندمدت بین میزان حمایت‌های انجام شده از تولیدکنندگان و رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی می-باشد.

پیشینه تحقیق

محمودی و کاظم‌نژاد(۱۳۸۳) در مطالعه‌ای با هدف بررسی حمایت کشورهای عضو OECD و ایران از بخش کشاورزی، جدیدترین سیاست های کشاورزی کشورهای پیشرفته را با نحوه حمایت از محصولات کشاورزی در کشور ایران برای دوره‌ی کوتاه‌مدت (سال ۲۰۰۳ در مقایسه با سال ۲۰۰۲) و دوره‌ی بلندمدت (۲۰۰۳-۲۰۰۱) در مقایسه با سال پایه ی (۱۹۸۸-۱۹۸۶)، مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که سیاست‌های

اتخاذ شده در کشورهای OECD موجب تحمیل هزینه‌های غیر ضروری بر مصرف‌کننده داخلی و مالیات دهندگان و همچنین فشار بر محیط زیست و تولیدکنندگان محصولات کشاورزی در کشورهای درحال توسعه شده است. در حالی که این سیاست‌ها در ایران اغلب به صورت پراکنده، غیرهدفمند و بسیار محدود بوده است.

حسینی درویشانی و غریب‌رضا(۱۳۸۳) با بررسی و مقایسه سیاست‌های حمایتی در بخش کشاورزی ایران و کشورهای مختلف دنیا (آمریکا، اتحادیه‌اروپا، کانادا، چین، ژاپن و هند) به این نتیجه رسیدند که این حمایت‌ها درکشورهای درحال توسعه بیشتر به سمت نهاده‌های تولید و مصرف‌کنندگان و درکشورهای توسعه‌یافته به سمت حمایت‌های قیمتی از تولیدکنندگان کشاورزی است. بررسی سیاست‌های حمایتی بخش کشاورزی ایران به تفکیک یارانه‌های تولیدی، یارانه‌های مصرفی و خدمات عمومی نشان‌دهنده سهم عمده یارانه‌های مصرفی در دوره‌ی مورد بررسی(۸۰-۱۳۵۵) است. همچنین بخش زیادی از یارانه‌های تولیدی صرف نهاده‌های تولید می‌شود. لذا براساس شاخص‌های محاسبه شده در ایران در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته، شاخص حمایت پایین تر از تولیدکننده و حمایت بالاتر از مصرف‌کننده به چشم می‌خورد.

عسگری و حسینی درویشانی(۱۳۸۶)، ابزارهای حمایتی در بخش کشاورزی کشورهای منتخب جهان (اتحادیه اروپا، آمریکا، هند، ژاپن، نیوزلند و کانادا) را مورد بررسی قرار دادند و با استفاده از شاخص های مناسب، سطوح و اجزای حمایت در ایران را برآورد و با سایر کشورها مقایسه نمودند. در مجموع مقایسه سطح حمایت از بخش کشاورزی ایران با کشورهای OECD نشان می‌دهد، حمایت از تولیدکنندگان (PSE) در ایران حدود دو سوم کشورهای OECD است. سهم خدمات عمومی(GSSE) از کل حمایت نیز در ایران کمتر از میزان مشابه در کشورهای مزبور است. همچنین با توجه به سهم نسبتاً بالای بخش کشاورزی در اقتصاد ایران، سهم کل حمایت(TSE) از تولید ناخالص داخلی بالاتر از کشورهای مزبور است.

سلیمی‌فر و دهنوی(۱۳۸۸)، رابطه ی آلودگی و رشد اقتصادی را در غالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای دو گروه از کشورها مورد بررسی قرار دادند. به این منظور از نمونه‌ای متشکل از ۲۴ کشور درحال توسعه و ۲۶ کشور عضو OECD در طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۸۰ و روش‌های نوین اقتصادسنجی از قبیل پانل هم‌انباشتگی و ریشه واحد پانلی برای بررسی این رابطه استفاده نمودند. نتایج نشان داد که در کشورهای در حال توسعه، رشد اقتصادی بالاتر، تخریب محیط زیست را به همراه دارد. درحالی که در کشورهای گروه دوم، رشد اقتصادی منجر به بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود.

شمس‌الدینی و همکاران(۱۳۸۹)، عوامل تعیین کننده و مؤثر را بر جریان‌های تجاری در بخش کشاورزی ایران و کشورهای عضو اتحادیه اروپا با تأکید بر موافقت‌نامه‌ی تجارت و همکاری بررسی نمودند. برای این منظور

الگوی جاذبه‌ی ایستای صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران و اتحادیه اروپا با آثارتصادفی و ثابت با استفاده از داده‌های ترکیبی برآورد شد. نتایج حاصل ازتخمین الگوی ایستای آثار ثابت جاذبه برای صادرات محصولات کشاورزی صادراتی ایران،میزان صادرات محصولات کشاورزی ایران به این کشورها ۱/۷۸ درصد افزایش می‌یابد و همچنین نتایج حاصل از تخمین الگوی ایستای جاذبه با آثار ثابت برای واردات محصولات کشاورزی ایران از کشورهای عضو اتحادیه اروپا حاکی از معنادار بودن متغیرهای مدل دارد.

کاکمک[1](۲۰۰۳) به برآورد میزان حمایت از تولیدکننده ، مصرف‌کننده و خدمات عمومی و حمایت کل بخش کشاورزی کشور ترکیه برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱-۱۹۸۶ پرداخت. سپس نتایج کشور ترکیه را با نتایج مربوط به سازمان OECD مقایسه نمود. نتایج نشان داد که سیاست‌های جاری کشور ترکیه، کشاورزان ثروتمند را بیشتراز کشاورزان فقیر منتفع می کند وطبقات کم‌درآمد، بار مالی سیاست‌های حمایتی را به دلیل مداخلات قیمتی دولت متحمل می‌شوند. همچنین براساس نظر محقق، سیاست‌های جاری، توسعه پایدار در کشاورزی ترکیه را تقویت نمی‌کند.

مولن و همکاران[2](۲۰۰۴) پژوهشی را با هدف برآورد حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی در کشورهای درحال توسعه (چین و هند) برای سه کالای مهم بخش کشاورزی هند(گندم، برنج، ذرت) طی دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۸۵) و ۵ کالای مهم چین(گندم، برنج، ذرت، سویا و شکر) طی دوره‌ی ۲۰۰۱-۱۹۹۵ انجام دادند. نتایج نشان داد که شاخص برآورد حمایت از تولیدکنندگان برای کشورهای هند و چین دو روند مجزا را نشان می‌دهند. به طوری که در کشور هند حمایت از تولیدکنندگان کشاورزی با قیمت‌های جهانی نسبت عکس دارد. یعنی هنگامی که قیمت‌های جهانی، در سطح پایینی بوده است(بعد از دهه‌ی ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰)، حمایت افزایش و هنگامی که در سطح بالایی قرار داشته است(اواسط دهه‌ی ۱۹۹۰) کاهش یافته است. در مورد چین نیز شاخص برآورد حمایت از تولیدکنندگان طی دوره‌ی مورد بررسی از روند افزایشی برخوردار بوده است.

فرضیات تحقیق

با توجه به مطالعات صورت‌گرفته در گذشته عواملی همچون نرخ ارز، میزان تولید محصولات کشاورزی، پرداخت-های بودجه‌ای دولت، یارانه‌های نهاده‌های تولید و یارانه‌های صادراتی و غیره بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی (VA) مؤثر می‌باشند. همچنین با توجه به اینکه برآورد حمایت از تولیدکننده (PSE) کلیه موارد فوق را در برمی‌گیرد، لذا در بررسی رابطه بین PSE و VA از تکرار متغیرهای استفاده شده در محاسبه PSE خودداری شده است و تنها

[1] Cakmak
[2] Mullen & et al.

رابطه دو متغیر PSE و VA مورد بررسی قرار گرفته است. پرسش‌های مطالعه عبارتند از اینکه آیا رابطه بلندمدت بین حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی و رشد ارزش افزوده در بین ۸ کشور منتخب عضو OECD و ایران وجود دارد؟ همچنین در بلندمدت رابطه بین این دو چگونه است؟

روش شناسی

منبع داده‌های مربوط به متغیر PSE کشورهای منتخب عضو OECD که از کشورهای درحال توسعه نیز می‌باشند از سایت سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) و متغیر PSE ایران براساس مطالعه صورت گرفته توسط انوشه-پور،۱۳۹۱ و داده‌های مربوط به رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای منتخب از بانک جهانی و رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران از بانک مرکزی گردآوری گردید، اما به دلیل کافی نبودن آمار و اطلاعات تمام کشورها در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ برای تعداد کشورهای در حال توسعه و عضو OECD (برزیل، شیلی، چین، مکزیک، روسیه، آفریقای جنوبی، ترکیه و اوکراین) به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. برای بررسی بهتر این روابط یکبار هشت کشور منتخب در حال توسعه را بدون ایران در نظر می‌گیریم و در تحلیلی دیگر آن گروه همراه با ایران مورد بررسی قرار گرفت.

در بحث روش تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews8 در بررسی اثرات تحلیلی مورد بررسی از آزمون داده‌های تابلویی استفاده گردیده است. نخست از آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای بررسی ایستایی داده‌ها استفاده شده است. سپس هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آماره هم‌انباشتگی پانلی پدرونی آزمون شد و رابطه بلندمدت آن از طریق حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح‌شده (FMOLS) برآورد گردید.

مدل داده‌های ترکیبی

داده‌های ترکیبی به یک مجموعه از داده‌ها گفته می‌شود که براساس آن مشاهدات به وسیله‌ی تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) که اغلب به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند، در طول یک دوره‌ی زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار گرفته باشند. این N×T داده‌ی آماری را داده‌های ترکیبی یا داده‌های مقطعی- سری زمانی می‌نامند. (زراء نژاد و ابراهیمی، ۱۳۸۴)

مزیت اصلی داده‌های پانل که مجموعه ای بیش از یک مقطع می‌باشد این است که اجازه خواهد داد که محقق انعطاف پذیری زیادی در تفاوت های مدل‌سازی در رفتار میان افراد داشته باشد. چارچوب اساسی برای این بحث یک مدل رگرسیون به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \dot{X}_{it}\beta + \dot{Z}_i\alpha + \varepsilon_{it} = \dot{X}_{it}\beta + C_i + \varepsilon_{it}$$

رگرسورها، به جز یک عبارت ثابت در X_{it} وجود دارد،عدم تجانس یا اثر فردی $Z_i\alpha$ است، به طوری که Z_i شامل یک عبارت ثابت و متغیرهای مجموعه ای از فرد یا گروه خاص است که ممکن است قابل مشاهده یا غیرقابل‌مشاهده باشند که همه‌ی آن‌ها درطول زمان ثابت در نظر گرفته شده‌اند. بنابراین این مدل یک مدل کلاسیک است. اگر z_i برای تمام افراد مشاهده شده باشد، آن‌گاه می‌توان کل مدل را به عنوان یک مدل خطی معمولی درنظر گرفت و با حداقل مربعات پردازش کرد. مشکل زمانی است که C_i مشاهده نشده باشد، که در اکثر موارد این‌چنین می‌باشد. (گرینی، ۲۰۱۲)

آزمون‌های ریشه واحد پانلی

آزمون ریشه واحد تبدیل به یک روش استاندارد در تجزیه و تحلیل های سری زمانی شده است. برای داده‌های پانلی، آزمون‌های ریشه واحد پانلی توسط دیکی فولر تعمیم یافته توسط توماس در سال ۱۹۹۱ و دیگر آزمون های ریشه واحد پانلی توسط لوین و لین در سال ۱۹۹۲ و ایم، پسران و شین در سال ۱۹۹۷ پیشنهاد گردید.

لوین، لین آزمون ریشه واحد پانلی را به صورت زیر تشریح کردند:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + z'_{it}\gamma + \mu_{it} \qquad i = 1, \dots, N \quad , \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن z_{it} جزء تعیین کننده ، μ_i یک روند ثابت و ρ ضریب خودهمبستگی برای هر مقطع است.
فرض صفر این آزمون $H_0: \rho=1$ و فرض آلترناتیو آن $H_1: \rho<1$ می‌باشد، چنانچه $\rho=1$ باشد y_i دارای ریشه واحد بوده و ناایستا می‌باشد. (چن، ۲۰۱۳)

آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی

شکل کلی آزمون آن هم انباشتگی پدرونی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_i X_{it} + e_{it}$$

که در آن متغیرهای α_i و δ_i امکان بررسی اثرات ثابت و همچنین روندای معین را فراهم می‌سازند پدرونی برای انجام آزمون هم انباشتگی داده‌های پانلی دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است:

نوع اول مبتنی بر رویکرد درون گروهی است که شامل چهار آماره , panel ρ-statistic, panel v-statistic panel pp-statistic و panel ADF-statistic می باشد، این آماره‌ها بیانگر متوسط آماره آزمون های سری زمانی هم انباشتگی پانلی در طول مقاطع هستند و نوع دوم مبتنی بر روش بین گروهی است شامل سه آماره Group ADF- statistic, Group ρ-statistic, group pp-statistic می‌باشد (پدرونی، ۲۰۰۴).

حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح‌شده (FMOLS)[1]

روش FMOLS توسط پدرونی برای تخمین پانل هم‌انباشته معرفی شده است. جهت آشنائی با این تکنیک، رگرسیون زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + e_{it}$$

که در آن $Z_{it} = (Y_{it}, X_{it})' \sim I(1)$ و بردار $\varpi_{it} = (\varepsilon_{it}, \Delta X_{it})' \sim I(0)$ شامل پسماندهای حاصل از تخمین رابطه فوق و دیفرانسیل اول متغیرهای توضیحی است. کوواریانس بلندمدت (Ω_i) می‌تواند به وسیله یکی از تخمین‌زن‌های کرنل مثل نیوی – وست[2] برآورد گردد. بردار Ω_i می‌تواند به شکل $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i^{'}$ تجزیه گردد که در آن Ω_i^0 کوواریانس همزمان و Γ_i جمع وزنی خودکوواریانس‌ها[3] است. تخمین‌زن FMOLS پانل برای ضریب β به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\beta_{GFM}^{*} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{i=1}^{T}(X_{it}-\overline{X}_i)^2\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{T}(X_{it}-\overline{X}_i)Y_{it}^{*} - T\hat{\tau}_i\right)$$

که در آن Y_{it}^{*}، $\hat{\tau}_i$ به صورت محاسبه می‌شوند:

$$Y_{it}^{*} = (Y_{it} - \overline{Y}_i) - \frac{\overline{\Omega}_{21i}}{\overline{\Omega}_{22i}}\Delta X_{it}$$

$$\hat{\tau}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}}(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$$

همچنین Ω_i و Γ عبارتند از:

$$\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{11i} & \Omega_{21i}' \\ \Omega_{21i} & \Omega_{22i} \end{bmatrix}, \qquad \Gamma = \begin{bmatrix} \Gamma_{11i} & \Gamma_{21i}' \\ \Gamma_{21i} & \Gamma_{22i} \end{bmatrix}$$

همچنین می‌توان ابتدا ضرایب ($\hat{\beta}_{FM,i}$) را برای هر یک از واحدهای مقطعی با تخمین FMOLS مربوط به سری زمانی برآورد کرده و با میانگین‌گیری از این اعداد، تخمین‌زن FMOLS پانل ($\hat{\beta}_{GFM,i}$) را محاسبه نمود. آماره t مربوط به این تخمین‌زن ($t_{\hat{\beta}GFM}$) به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

[1] Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)
[2] Newey - West
[3] Weighted Sum of Autocovariances.

$$t_{\hat{\beta}GFM} = N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N} t_{\hat{\beta}FM,i}$$

$$t_{\hat{\beta}FM,i} = \hat{\beta}_{FM,i}(\hat{\Omega}_{11i}^{-1}\sum_{i=1}^{T}(X_{it}-\overline{X}_i)^2)^{1/2}$$

که در آن $t_{\hat{\beta}FM,i}$ و $\hat{\beta}_{FM,i}$ به ترتیب آماره t مربوط به تخمین‌زن FMOLS سری زمانی و ضریب برآوردی به روش FMOLS برای هر مقطع می‌باشد (صالحی کمرودی و همکاران، ۱۳۹۱).

تجزیه و تحلیل داده‌ها

قبل از انجام آزمون هم انباشتگی جهت تعیین رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدنظر، باید آزمون ریشه واحد برای متغیرها انجام شود. در این مقاله، سه نوع آزمون ریشه واحد مختلف برای بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده قرار گرفته است، این آزمون‌ها عبارتند از: آزمون ریشه واحد لوین، لین (LLC)، آزمون ایم، پسران و شین (IPS) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF). نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد برای حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی (PSE) و رشد ارزش افزوده (VA) در جدول (۱) گزارش شده‌اند.

جدول (۱): نتایج حاصل از تخمین آزمون ریشه واحد گروه کشورهای با وجود ایران

	با عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند			بدون عرض از مبدأ و روند	
آزمون ریشه واحد	LLC	IPS	ADF	LLC	IPS	ADF	LLC	ADF
VA	-۲/۷۰۵**	-۲/۲۱۱**	۳۱/۱۹۵***	-۳/۰۳۳**	-۲/۱۸۳**	۳۲/۳۳۷**	-۴/۸۶۸***	۴۵/۱۳۶***
PSE	-۴/۳۵۴***	-۲/۸۸۶***	۴۲/۳۴۶***	-۶/۰۹۷***	-۳/۴۳۴***	۴۳/۴۵۵***	-۱/۷۸۷**	۱۷/۱۴۶

** و *** به ترتیب بیانگر معناداری در سطوح احتمال ۹۵ درصد و ۹۹ درصد می‌باشند.

طبق نتیجه آزمون ریشه واحد لوین، لین متغیر VA در سطح با عرض از مبدأ و روند ایستا می‌باشد و متغیر PSE طبق نتایج آزمون‌های ریشه واحد LLC، IPS و ADF در سطح با عرض از مبدأ ایستا می‌باشد.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین آزمون ریشه واحد گروه کشورهای بدون لحاظ ایران

	با عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند			بدون عرض از مبدأ و روند	
آزمون ریشه واحد	LLC	IPS	ADF	LLC	IPS	ADF	LLC	ADF
VA	-۲/۷۳۴**	-۲/۱۹۷**	۲۸/۸۲۸**	-۲/۸۹۴**	-۲/۱۰۴**	۲۹/۲۸۲**	-۴/۸۱۴***	۴۳/۲۳۴***
PSE	-۳/۷۲۴***	-۲/۲۰۷**	۳۳/۲۰۱**	-۵/۵۴۸***	-۳/۰۷۴**	۳۷/۲۳۳**	-۱/۶۸۴**	۱۵/۵۱۷

** و *** به ترتیب بیانگر معناداری در سطوح احتمال ۹۵ درصد و ۹۹ درصد می‌باشند.

طبق نتیجه آزمون ریشه واحد لوین، لین متغیر VA در سطح با عرض از مبدأ و روند ایستا می‌باشد و متغیر PSE طبق نتایج آزمون‌های ریشه واحد LLC، IPS و ADF در سطح با عرض از مبدأ ایستا می‌باشد.

در تحلیل‌های هم انباشتگی وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون و برآورد می‌شوند. آزمون فرض صفر برای هر دو گروه از آماره‌های مبتنی بر عدم وجود هم انباشتگی است.

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از هفت آماره مختلف برای دو گروه کشورها

گروه کشور	کشورهای منتخب در حال توسعه بدون لحاظ ایران		کشورهای منتخب در حال توسعه با وجود ایران	
آماره آزمون	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و روند
در بین ابعاد				
پانل v	۱/۶۳۷**	-۲/۶۶۷	۱/۸۴۳**	-۲/۶۵۳
پانل ρ	-۶/۲۵۹***	-۱/۷۹۶**	-۷/۵۲۰***	-۲/۸۹۵**
پانل PP	-۶/۴۱۳***	-۷/۱۳۸***	-۷/۹۴۱***	-۱۰/۰۰۴***
پانل ADF	-۳/۸۰۵***	-۳/۱۷۷***	-۳/۸۸۶***	-۳/۰۸۱**
در میان ابعاد				
ρ گروهی	-۳/۶۹۱***	-۰/۴۵۷	-۴/۲۷۴***	-۰/۸۷۱
PP گروهی	-۸/۱۰۷***	-۷/۴۷۱***	-۹/۲۱۹***	-۹/۰۹۲***
ADF گروهی	-۴/۶۸۶***	-۲/۸۸۰**	-۴/۸۲۴***	-۲/۸۵۷**

** و *** به ترتیب بیانگر معناداری در سطوح احتمال ۹۵ درصد و ۹۹ درصد می‌باشند

آزمون فرض صفر برای هر دو گروه از آماره‌ها مبتنی بر عدم وجود هم انباشتگی است. براساس نتایج ارائه شده در جدول (۳) هم انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود.

پس از انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی و تأیید وجود رابطه‌ی بلندمدت بین دو متغیر برآورد حمایت از تولیدکننده بخش کشاورزی(PSE) و رشد ارزش‌افزوده این بخش (VA)،نتایج حاصل از تخمین بردار هم‌انباشتگی برای ۸ کشور منتخب عضو OECD به صورت رابطه‌ی زیر بدست‌آمد:

$$VA = 0.31\ PSE$$

(SE: 0.1)

با توجه به معادله بالا، می‌توان اظهار داشت که ضریب تخمین‌زده شده با فروض درنظر گرفته شده در مطالعه و نظریات اقتصادی تطابق دارد. همچنین می‌توان بیان نمود که یک درصد افزایش در برآورد حمایت از تولیدکننده، باعث افزایش ۰/۳۱ درصد در ارزش افزوده این بخش خواهد شد که بیانگر رابطه‌ی مثبت میان میزان حمایت صورت گرفته و رشد بخش کشاورزی مطابق با انتظارات می‌باشد.

پس از بررسی رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین این دو متغیر برای ۸ کشور درحال توسعه منتخب عضو OECD، ایران نیز به این گروه اضافه گردید تا فرضیه‌های تحقیق برای ایران نیز آزمون گردد. بدین منظور مجددا آزمون‌های ریشه‌واحد پانلی و آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی برای این گروه صورت گرفت. علی‌رغم اینکه کلیه داده‌ها در سطح ایستا بودند، اما آزمون هم‌انباشتگی پانلی دراین حالت معنادار نبوده و رابطه‌ی بلندمدتی را بین این دو متغیر برای کشور ایران و این ۸ کشور نشان نداد.

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه‌ی حاضر به منظور بررسی رابطه‌ی بین برآورد حمایت از تولیدکننده بخش کشاورزی و رشد ارزش افزوده این بخش در میان ۸ کشور در حال توسعه منتخب عضو OECD و ایران طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ از روش‌های نوین اقتصادسنجی همچون ریشه‌واحد پانلی، هم انباشتگی پانلی و حداقل مربعات ادغام شده استفاده نمود. نتایج حاصل نشان داد که رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل در بین ۸ کشور منتخب عضو OECD وجود دارد. در حالی که این رابطه برای کشور ایران، هنگامی که به این گروه اضافه می‌شود، برقرار نیست.

لازم به توضیح است که یکی از دلایلی که باعث ایجاد چنین نتیجه‌ای برای ایران شده است می تواند ناشی از این باشد که به دلیل نقص آمارهای موجود در ایران، شاخص تعدیل کیفیت در محاسبات درصد برآورد حمایت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی ایران منظور نشده است و همین امر موجب شده تا برآوردهای بدست‌آمده از مقدار واقعی خود فاصله بگیرد. قبلاً نیز این نتیجه در تحقیق مولن و همکاران(۲۰۰۴) به اثبات رسیده بود.

به همین دلیل پیشنهاد می شود در این زمینه، با استفاده از شاخص‌های تعدیل کیفیت (محاسبه شاخصی که آمار و اطلاعات آن در ایران موجود باشد) درصد برآورد حمایت از تولید کننده را به واقعیت نزدیک تر نمود.

دلیل دیگر می‌تواند مبنی بر این امر باشد که حمایت‌های سرمایه‌گذاری به صورت صحیح و مستقیم به بهره‌برداران صورت نمی‌گیرد، که نیاز به بررسی مستقل دارد.

منابع

۱- انوشه پور، آمنه (۱۳۹۱)، «بررسی آثار سیاست‌های حمایت از تولیدکننده بر رشد بخش کشاورزی در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج.

۲- رازینی رحمانی،ع (۱۳۸۱)، « سیاست‌های حمایتی و پیامدهای آن در ایران» چاپ اول، انتشارات مؤسسه مطالعات پژوهش‌های بازرگانی.

۳- زراء نژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸۴)، « کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی» فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۲، شماره ۴، ۵۲-۲۱.

۴- حسینی درویشانی، سیدمحمود و غریب‌رضا، عبدالمجید(۱۳۸۳)، «بررسی و مقایسه سیاست‌های حمایتی در بخش کشاورزی ایران و جهان»، مقالات برگزیده نخستین همایش کشاورزی و توسعه ملی» کشاورزی و جهانی شدن اقتصاد(جلد۳)، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصادکشاورزی(مدیریت امور پردازش و تنظیم یافته‌های تحقیقاتی)،۷۸۱-۷۵۳.

۵- سلیمی‌فر، مصطفی و دهنوی، جلال(۱۳۸۸)، « مقایسه منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای عضو OECD و کشورهای درحال توسعه: تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل»، مجله‌ی دانش و توسعه، سال دهم(شماره ۲۹)، ۲۰۰-۱۸۱.

۶- شمس‌الدینی، اسماعیل؛ مقدسی،رضا و صدرالاشرافی، مهریار(۱۳۸۹)، «بررسی عوامل مؤثر بر جریان‌های تجاری میان ایران و اتحادیه اروپا(مطالعه موردی: بخش کشاورزی)»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی(جلد ۴، شماره ۳)، ۴۰-۱۷.

۷- صالحی کمرودی، محسن، حقیقت، جعفر. پیش بهار، اسماعیل(۱۳۹۱)، « تاثیر تجارت خارجی بر رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی (مطالعه موردی: کشورهای گروه دی‌هشت) » پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.

۸- طبیبی، سیدکمیل و مصری‌نژاد، شیرین(۱۳۸۶)، «آزادسازی تجاری بخش کشاورزی و کاربرد مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه(CGE)مطالعه خانوارهای ایرانی»، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی،(دوره‌ی ۴، شماره ۱)، ۲۴-۵.

۹- عسگری، علی و حسینی درویشانی، سیدمحمود(۱۳۸۶)، « بررسی شاخص‌های حمایت از بخش کشاورزی ایران و مقایسه‌ی آن با کشورهای منتخب»، دوفصلنامه برنامه و بودجه، دوره‌ی ۱۲(شماره ۲)، ۵۴-۳.

۱۰-محمودی، ابوالفضل و کاظم‌نژاد، مهدی(۱۳۸۳)، « بررسی حمایت کشورهای عضو OECD و ایران از بخش کشاورزی»، فصلنامه اقتصاد کشاورزی وتوسعه، سال دوازدهم(شماره ۴۶)، ۳۹-۱.

۱۱-نجفی، بهاءالدین و شوشتریان(۱۳۸۳)، « هدف‌مندسازی یارانه‌ها و حذف ناامنی غذایی: مطالعه موردی ارسنجان»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی(شماره ۳۱)، ۱۵۱-۱۲۷.

12- Cakmak, E. H (2003), " Evaluation of the Past and Future Agricultural Policies in Turkey: Are They Capable to Achieve Sustainability?" , Department of Economics Middle East Technical University, Ankara (Turkey), 155-165.

13- Chen, Mei-Yuan (2013), «Panel Unit Root and Cointegration Tests», Department of Finance, National Chung Hsing University

14- Greene, William H. (2012), "Econometric Analysis", Pearson Education, Seven Edition.

15- Mullen, K., Sun, D, Orden, D and Gulati, A (2004), "Producer Support Estimate (PSE) for Agriculture in Developing Countries: Measurement Issues and Illustrations from India and China" International Food Policy Research Institute, MTID Discossion, (NO 74).

16- Pedroni, Peter (2004), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", Econometric Theory, 20, 597-625.