

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۷، شماره ۱۰۸، زمستان ۱۳۹۸

DOI: 10.30490/aead.2020.252668.0

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر انتشار آلودگی‌های زیست‌محیطی از بخش کشاورزی: کاربرد الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی (Panel ARDL)

نوید کارگر ده‌بیدی^۱، محمدحسن طرازکار^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۸/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۷/۱۵

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست در بخش کشاورزی استان‌های ایران بود. بدین منظور، ارزش افزوده بخش کشاورزی به‌عنوان شاخصی از رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی به‌عنوان معیاری از تخریب محیط زیست در نظر گرفته شد. همچنین، داده‌های ۲۴ استان کشور طی دوره ۹۳-۱۳۷۹ از مرکز آمار ایران گردآوری شد. برای بررسی رابطه علی میان متغیرهای مدل،

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۲. نویسنده مسئول و استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

(mhtarazkar@yahoo.com)

از روش خودتوضیحی برداری پنلی (PVAR) و برای برآورد مدل، از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی (Panel ARDL) استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد که یک رابطه علی یک‌طرفه از ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی در این بخش به انتشار گاز دی‌اکسید کربن وجود دارد؛ رابطه رشد بخش کشاورزی و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن نیز به صورت N شکل و از لحاظ آماری معنی‌دار بود. همچنین، نتایج حاکی از آن بود که افزایش نسبی شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی تأثیری مثبت در انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد. در نتیجه، باید سیاست‌های آتی بخش کشاورزی دربرگیرنده برنامه‌های مناسب برای حفاظت از محیط زیست طبیعی کشور باشد.

طبقه‌بندی JEL: Q01, Q40, Q53

کلیدواژه‌ها: ارزش افزوده بخش کشاورزی، شدت مصرف انرژی، انتشار گاز دی‌اکسید کربن، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی (Panel ARDL)، ایران (استان‌ها).

مقدمه

جمعیت جهان با سرعت زیاد در حال افزایش است. به‌طور متوسط، سالانه ۷۴ میلیون نفر به جمعیت زمین اضافه می‌شود و پیش‌بینی‌ها حاکی از آن است که جمعیت جهان در سال ۲۰۴۰ به بیش از نه میلیارد نفر خواهد رسید (۴۲). افزایش جمعیت به افزایش تقاضا برای مواد غذایی و در نتیجه، افزایش تقاضا برای انواع نهاده‌ها در بخش کشاورزی انجامیده است. امروزه، بخش کشاورزی، همانند سایر بخش‌های اقتصادی، به مصرف انواع حامل‌های انرژی شامل برق، گازوئیل، گاز طبیعی و نفت شدیداً وابسته است. پیشرفت فناوری در بخش کشاورزی و همچنین، قیمت نسبتاً پایین انواع انرژی به دلیل پرداخت یارانه از دیگر عوامل افزایش وابستگی بخش کشاورزی به انرژی است (۳۳).

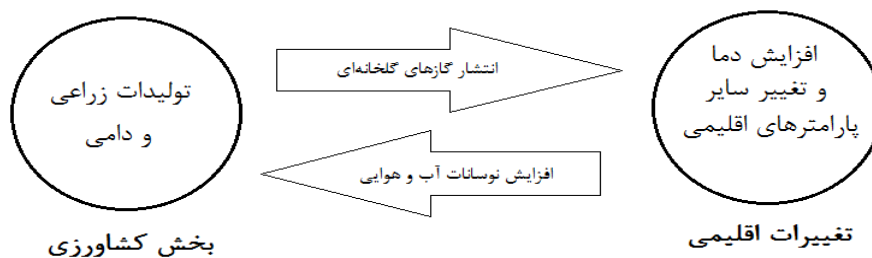
روند افزایشی مصرف انرژی در بخش کشاورزی باعث افزایش سهم این بخش در انتشار گازهای گلخانه‌ای شده است. طی پنجاه سال گذشته، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای از

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

بخش کشاورزی دوبرابر شده است (۳۹). در حال حاضر، بیش از ده درصد از کل انتشار گازهای گلخانه‌ای جهان به دلیل فعالیت‌های بخش کشاورزی است. البته اگر بخش جنگل نیز به‌عنوان یک زیربخش کشاورزی در نظر گرفته شود، سهم بخش کشاورزی و منابع طبیعی در انتشار گازهای گلخانه‌ای به سی درصد افزایش خواهد یافت (۱۹). همچنین، بررسی‌ها نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه همانند ایران، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های کشاورزی در حال افزایش است، در حالی که این میزان در کشورهای توسعه‌یافته روندی نزولی دارد (۴۰).

انتشار گازهای گلخانه‌ای، علاوه بر انتشار آلودگی و تخریب محیط زیست، مهم‌ترین عامل تغییرات اقلیمی و به‌ویژه گرمایش زمین است. بررسی‌ها حاکی از آن است که در مقایسه با پنجاه سال گذشته، نرخ افزایش دمای زمین نزدیک به دوبرابر شده است و پیش‌بینی می‌شود که تا سال ۲۱۰۰، درجه حرارت زمین حدود ۶/۴ درجه سانتی‌گراد افزایش یابد (۸). همچنین، افزایش دما و تغییرات اقلیمی بر روی زمین در مقایسه با دریاها آزاد و اقیانوس‌ها شدیدتر است (۳۶). از این رو، افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای از بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی می‌تواند منجر به گرمایش بیشتر زمین و تغییرات اقلیمی شدیدتر شود.

از سوی دیگر، بخش کشاورزی از تغییرات و نوسان‌های اقلیمی به شدت تأثیر می‌پذیرد و این نوسان‌ها به‌طور مستقیم بر تولیدات و بهره‌وری این بخش مؤثر است. نوسان‌های اقلیمی شامل افزایش درجه حرارت، تغییر در میزان بارش، طوفان، سیل و خشکسالی به‌طور مستقیم از انتشار گازهای گلخانه‌ای و به‌ویژه گاز دی‌اکسید کربن تأثیر می‌پذیرد (۱۸). از این رو، می‌توان گفت که رابطه میان بخش کشاورزی و تغییرات اقلیمی دوطرفه است (۴۳)؛ این ارتباط در قالب نموداری در شکل ۱ آمده است. بر اساس این نمودار، تولیدات زراعی و دامی از یک سو منجر به انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود که نتیجه آن ایجاد تغییرات اقلیمی است و از سوی دیگر، تغییرات اقلیمی و افزایش نوسان‌های آب‌وهوایی بر تولیدات بخش کشاورزی تأثیرگذار است.



مأخذ: پانت (۲۹)

شکل ۱. نمودار ارتباط بخش کشاورزی و تغییرات اقلیمی

از میان انواع گازهای گلخانه‌ای، دی‌اکسید کربن مهم‌ترین نقش را ایفا می‌کند و حدود ۷۶/۷ درصد از آثار گلخانه‌ای ناشی از انواع فعالیت‌های بشر مربوط به انتشار گاز دی‌اکسید کربن است (۲۰). از دیگر آلاینده‌های مهم می‌توان به گازهای متان و مونوکسید کربن اشاره کرد که هر کیلوگرم از این گازها، به ترتیب، برابر با ۳۱ و ۳۱۰ کیلوگرم واحد دی‌اکسید کربن است (۱۷). محققان، بخش صنعت را منبع اصلی انتشار گاز دی‌اکسید کربن می‌دانند، اما ثابت شده است که توسعه سریع بخش کشاورزی نیز یکی از عوامل اصلی و عمده افزایش گاز دی‌اکسید کربن است (۱۳).

بررسی مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران نشان می‌دهد که طی سال‌های مختلف، همراه با افزایش میزان تولید و ارزش افزوده، مصرف انواع حامل‌های انرژی شامل انواع فرآورده‌های نفتی و برق نیز افزایش یافته (۲۶) و بخش کشاورزی ایران حدود ۳/۸ درصد از کل مصرف انرژی و ۲/۴۸ درصد از انتشار گاز دی‌اکسید کربن را به خود اختصاص داده است (۴۱).

بر این اساس، بررسی عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن از بخش کشاورزی و به‌ویژه تأثیر رشد این بخش بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن به‌عنوان عامل اصلی تغییرات اقلیمی اهمیتی دوچندان دارد (۲۷، ۳۵). با توجه به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر در پی پاسخ بدین

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

پرسش است که «دو عامل رشد تولیدات کشاورزی و شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی به چه میزان بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی استان‌های مختلف ایران تأثیر دارند؟».

اگرچه مطالعات متعددی به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر انتشار انواع گازهای گلخانه‌ای پرداخته‌اند (۳۴)، اما بررسی تأثیر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی و به‌ویژه بخش کشاورزی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای بسیار محدود و اکثراً مربوط به دهه اخیر است (۴۳). از جمله مطالعات محدود در این زمینه می‌توان به پژوهش کودرنی و اسپوسنی (۱۱) اشاره کرد. در این مطالعه اثر رشد بخش کشاورزی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن از بخش کشاورزی کشور ایتالیا در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بررسی شد و نتایج مطالعه وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای این بخش تأیید نکرد. همچنین، لی و همکاران (۲۳) اثر رشد بخش کشاورزی را بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشور چین برای دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۴ بررسی کردند و نتایج مطالعه نشان داد که رشد این بخش تأثیری مثبت و معنی‌دار بر انتشار گازهای گلخانه‌ای از بخش کشاورزی دارد. همچنین، علمدارلو (۴) به بررسی وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در بخش کشاورزی ایران پرداخت و نتایج مطالعه نشان داد که رابطه رشد بخش کشاورزی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن از بخش کشاورزی به صورت U وارونه است. دوگان و همکاران (۱۳) رابطه رشد بخش کشاورزی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن را در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای کشور ترکیه ارزیابی کردند و نتایج مطالعه تأییدکننده منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کوتاه‌مدت و بلندمدت بود؛ همچنین، نتایج مطالعه نشان داد که مصرف انرژی در بخش کشاورزی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد. ظفیریو و اعظم (۴۳) وجود ارتباط میان رشد بخش کشاورزی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن را در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای سه کشور اروپایی، فرانسه، پرتغال و اسپانیا مورد آزمون قرار دادند و نتایج مطالعه حاکی از وجود رابطه U وارونه برای هر سه کشور در بلندمدت بود؛ اما این نتایج در کوتاه‌مدت تأیید نشد.

بررسی مطالعات یادشده حاکی از آن است که رابطه رشد بخش کشاورزی و انتشار گازهای گلخانه‌ای از بخش کشاورزی کمتر مورد توجه محققان داخلی و خارجی بوده است. همچنین، نتایج برخی مطالعات وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را تأیید و برخی دیگر رد کرده‌اند. افزون بر این، در اکثر مطالعات، از داده‌های سری زمانی برای یک یا چند کشور استفاده شده و داده‌های پنلی برای کشاورزی استان‌های یک کشور کمتر مورد بررسی محققان قرار گرفته است. همچنین، در این مطالعات، تنها رابطه درجه دوم برای منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در نظر گرفته شده است، حال آنکه ممکن است رابطه رشد و تخریب محیط زیست از درجه سوم تبعیت کند. بر این اساس، در پژوهش حاضر، اثر رشد بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در استان‌های مختلف در قالب الگوهای مختلف خطی، درجه دوم و درجه سوم ارزیابی شده است.

روش تحقیق

در پژوهش حاضر، به‌منظور بررسی تأثیر شدت مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش کشاورزی بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن، از مدل رابطه (۱) استفاده شد (۱۳، ۳۸، ۴۳).

$$CO_{2it} = f(GDP_{it}, EI_{it}) \quad (1)$$

در رابطه (۱)، CO_2 سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی و بر حسب تن در سال، GDP ارزش افزوده سرانه بخش کشاورزی (به‌عنوان معیاری از رشد اقتصادی بخش کشاورزی) و بر حسب میلیون ریال، EI شدت انرژی در بخش کشاورزی (که از تقسیم میزان مصرف انرژی بر ارزش افزوده محاسبه می‌شود) است (۴۱).

با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر (داده‌های پنل)، ابتدا آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها صورت گرفت. در ادامه، با توجه به مطالعات آبریگو و لاو (۱) و لاو و زیچینو (۲۵)، از مدل خودتوضیحی برداری پنلی^۱ در قالب پنل دیتا برای آزمون روابط علی و

1. Panel Vector Autoregressive (PVAR)

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

توابع واکنش در میان متغیرهای مورد مطالعه استفاده شد. این مدل تلفیقی است از مدل خودتوضیحی برداری متعارف (که تمامی متغیرها در این نظام درون‌زاست) و روش پنل دیتا. با فرض تأیید رابطه علی میان متغیرها و نیز مدل (۱)، گام بعدی برآورد این مدل است. در تخمین مدل‌های داده‌های ترکیبی نیز مانند مدل‌های سری زمانی، لازم است که ابتدا ایستایی متغیرها بررسی شود. در مدل‌های ترکیبی، در صورت غیرایستا بودن متغیرها، مسئله رگرسیون ساختگی مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا ناشی از وجود متغیر زمان به‌خاطر ارتباط حقیقی بین متغیرها نیست (۱۵). بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی برای تضمین صحت و اعتبار نتایج ضروری خواهد بود. در پژوهش حاضر، به‌منظور بررسی ایستایی متغیرها، از دو آزمون ایستایی لوین و همکاران (۲۲) و ایم و همکاران (۱۶) استفاده شده است.

رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی (Panel ARDL)

در مواردی که ایستایی متغیرها از درجه‌های مختلف باشد، برآوردهای مختلف داده‌های پنل مانند اثرات ثابت^۱، اثرات تصادفی^۲ و برآورد حداقل مربعات معمولی مختلط^۳ نامناسب هستند. همچنین، در برخی از روش‌های یادشده مانند حداقل مربعات معمولی مختلط (Pooled OLS)، عرض از مبدأ و ضرایب برای تمام مقاطع عرضی یکسان است. در روش اثرات ثابت نیز اگرچه عرض از مبدأ برای هر گروه یا کشور متفاوت است، اما این محدودیت را دارد که ضرایب برای تمام گروه‌ها یکسان است (۶، ۷). همچنین، در صورتی که برخی از متغیرهای مستقل، درون‌زا نیز باشند و با جمله پسماند همبستگی داشته باشند، برآوردگر اثرات ثابت با مشکل آریب مواجه خواهد بود (۹). مدل‌های اثرات ثابت دارای محدودیت در درجه آزادی نیز هستند. در مقابل، مدل اثرات تصادفی با مشکلات کمتری از جمله درجه آزادی مواجه است. اما این روش نیز با فرض محدودیت زمان مواجه است، بدین مفهوم که خطا در هر

1. fixed effects
2. random effects
3. Pooled Ordinary Least Square (Pooled OLS)

دوره با دوره قبل همبسته نیست (۵). افزون بر این، برآوردهای پویا مانند روش گشتاورهای تعمیم یافته پنلی^۱ برای مدل‌های پانل دارای دوره زمانی طولانی مناسب نیستند (۲). در مقابل، رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی^۲ دارای ویژگی‌های مناسبی است که موجب شده در مطالعات جدید بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گیرد. برای نمونه، این روش در مواردی که متغیرهای مورد استفاده در مدل در یک سطح ایستا نباشند و برای نمونه تعدادی در سطح (I(0)) و تعدادی با یک‌بار تفاضل‌گیری (I(1)) ایستا شوند، به کار می‌رود (۳۰). همچنین این رهیافت در برآورد داده‌های پنل که دارای سری زمانی طولانی باشند قابل استفاده است. البته این روش انعطاف‌پذیری بالایی در مورد تعداد محدود داده‌ها دارد و لذا در برآورد مدل‌هایی با تعداد اندک داده‌های سری زمانی کاربرد فراوانی دارد (۲).

رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی دارای سه ساختار یا روش متفاوت برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت است، که شامل روش میان‌گروهی^۳، روش میان‌گروهی تلفیقی^۴ و روش اثرات ثابت پویا^۵ است. هر سه روش یادشده از برآوردگر حداکثر راست‌نمایی استفاده می‌کنند. در پژوهش حاضر، به منظور بررسی تأثیر شدت مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش کشاورزی بر کیفیت محیط زیست در این بخش از رابطه (۲) در چارچوب پنل ARDL استفاده شده است.

(۲)

$$\Delta y_{it} = \phi_{i,t-1} + B_i' X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_{ij}' \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

-
1. Panel Generalized Methods of Moments (Panel GMM)
 2. Panel Auto Regressive Distributed Lag (Panel ARDL)
 3. Mean Group (MG)
 4. Pooled Mean Group (PMG)
 5. Dynamic Fixed Effect (DFE)

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

در رابطه (۲)، $i = 1, 2, \dots, N$ تعداد مقاطع، $t = 1, 2, \dots, T$ دوره زمانی، y_{it} متغیر وابسته (در پژوهش حاضر، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی) و X_{it} متغیرهای توضیحی مدل است.

اولین ساختار رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنبلی، روش میان گروهی (MG) است که توسط پسران و اسمیت (۳۱) ارائه شد. این روش، ضرایب بلندمدت را با میانگین‌گیری از ضرایب بلندمدت برآوردشده برای هر مقطع عرضی (مثلاً برای هر کشور) به دست می‌آورد. این چارچوب برای هر مقطع (کشور یا استان) یک توضیح جداگانه برآورد کرده و سپس، پارامترها را با میانگین‌گیری غیروزنی از ضرایب برآوردشده برای هر مقطع بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیتی، اندازه‌گیری می‌کند. از این رو، ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت برآوردشده در روش میان گروهی ممکن است ناهمگن باشند. به بیان بهتر، در این روش، عرض از مبدأ، ضرایب برآوردی و خطای معیار برای هر مقطع متفاوت است (۱۰).

روش میان گروهی تلفیقی (PMG) توسط پسران و همکاران (۳۲) توسعه داده شد. این روش، ضرایب همگنی را برای تمام مقاطع در بلندمدت برآورد می‌کند. اما در این روش، ضرایب کوتاه‌مدت برآوردشده برای هر مقطع به منظور تعدیل به سمت تعادل بلندمدت، ناهمگن هستند. همچنین، در روش میان گروهی تلفیقی، علامت ضریب تصحیح خطا باید منفی به دست آید و جملات پسماند مدل تصحیح خطا در این روش باید الزاماً خود ناهمبسته باشند.

در روش اثرات ثابت پویا (DEF) همانند روش میان گروهی تلفیقی (PMG)، ضرایب هم‌جمعی بلندمدت برآوردشده برای تمام مقاطع یکسان است. در مقابل، روش اثرات ثابت پویا برخلاف روش میان گروهی تلفیقی دارای سرعت تعدیل کمتری است و ضرایب کوتاه‌مدت آن همگن هستند. همچنین، روش اثرات ثابت پویا دارای مشکل اریب هم‌زمانی معادلات است (۶، ۷). ذکر این مطلب نیز ضروری است که با فرض شیب همگن در بلندمدت، روش میان گروهی تلفیقی در مقایسه با دو روش اثرات ثابت پویا و میان گروهی کارآتر است (۳۲).

بنابراین، در پژوهش حاضر، به منظور برآورد مدل انتشار آلودگی از روش میان گروهی تلفیقی (PMG) استفاده شد.

پس از تعیین رویکرد مناسب برای برآورد مدل، از روابط زیر به منظور انتخاب بهترین الگو در میان مدل‌های خطی (۳)، درجه دوم (۴) و درجه سوم (۵) انتشار آلودگی در بخش کشاورزی از طریق آزمون‌های والد^۱ استفاده شد:

$$\text{LnCO}_{2it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnGDP}_{it} + \alpha_2 \text{LnEI}_{it} + e_{it} \quad (۳)$$

$$\text{LnCO}_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnGDP}_{it} + \beta_2 \text{LnGDP}_{it}^2 + \beta_3 \text{LnEI}_{it} + e_{it} \quad (۴)$$

$$\text{LnCO}_{2it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{LnGDP}_{it} + \gamma_2 \text{LnGDP}_{it}^2 + \gamma_3 \text{LnGDP}_{it}^3 + \gamma_4 \text{LnEI}_{it} + e_{it} \quad (۵)$$

در این روابط، Ln معرف لگاریتم طبیعی است. اندیس i و t به ترتیب استان و زمان را نشان می‌دهند. بقیه متغیرها مطابق رابطه (۱) تعریف می‌شوند. در خصوص ضرایب برآوردی مدل‌های مختلف می‌توان حالت‌های مختلف را بدین شرح در نظر گرفت: اگر در مدل درجه سوم، $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ باشد، بدین مفهوم است که هیچ رابطه‌ای میان رشد بخش کشاورزی و انتشار آلودگی وجود ندارد؛ اگر $\gamma_1 > 0$ و $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$ باشد، یک رابطه یکنواخت افزایشی یا رابطه خطی بین رشد بخش کشاورزی و آلودگی وجود دارد؛ و اگر $\gamma_1 < 0$ و $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$ باشد، یک رابطه یکنواخت کاهشی میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و آلودگی برقرار است. دو حالت رابطه یکنواخت افزایشی یا کاهشی در حقیقت همان مدل خطی هستند که به صورت رابطه (۳) آمده‌اند. همچنین، اگر $\gamma_1 > 0$ و $\gamma_2 < 0$ و $\gamma_3 = 0$ باشد، یک رابطه U وارونه بین رشد بخش کشاورزی و آلودگی وجود دارد و انتظار می‌رود که در یک نقطه بحرانی (نقطه بازگشت)، روند انتشار آلاینده تغییر کند. اگر $\gamma_1 < 0$ و $\gamma_2 > 0$ و $\gamma_3 = 0$ باشد، یک رابطه U شکل میان رشد اقتصادی و انتشار آلودگی از بخش کشاورزی وجود دارد. دو حالت یادشده در حقیقت مدل‌های درجه دوم هستند که به صورت رابطه (۴) آمده‌اند. همچنین، اگر $\gamma_1 > 0$ و $\gamma_2 < 0$ و $\gamma_3 > 0$ باشد، یک مدل درجه سوم به صورت N شکل میان رشد بخش کشاورزی و

1. Wald tests

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

انتشار آلودگی برقرار است؛ و اگر $\gamma_1 < 0$ و $\gamma_2 > 0$ و $\gamma_3 < 0$ باشد، یک مدل درجه سه به صورت N وارونه میان ارزش افزوده و میزان انتشار آلودگی از بخش کشاورزی وجود دارد (۱۲).

به منظور بررسی رابطه میان رشد بخش کشاورزی و انتشار گاز دی اکسید کربن، ابتدا فرم کلی مدل انتشار آلودگی در قالب رابطه (۵) برآورد شد. سپس، به منظور انتخاب بین دو مدل روابط (۴) و (۵) با استفاده از آماره F رابطه (۶) مورد آزمون قرار گرفت که نتایج آن دو حالت کلی را در برمی گیرد:

$$\begin{aligned} H_0 &= \gamma_3 = 0 \\ H_1 &= \gamma_3 \neq 0 \end{aligned} \quad (۶)$$

حالت اول: در صورت رد فرضیه صفر، مدل درجه سوم انتخاب می شود و در ادامه، لازم است برای انتخاب بهترین الگو از میان مدل های خطی و درجه سوم (روابط (۵) و (۳))، پس از برآورد فرم کلی مدل انتشار آلودگی در قالب رابطه (۵)، فرضیه صفر و فرضیه مقابل آن به صورت رابطه (۷) و با استفاده از آماره F آزمون می شود:

$$\begin{aligned} H_0 &= \gamma_2 = \gamma_3 = 0 \\ H_1 &= \gamma_2 = \gamma_3 \neq 0 \end{aligned} \quad (۷)$$

در صورت رد فرضیه H_0 در رابطه (۷)، مدل (۵) انتخاب می شود و در غیر این صورت، فرم خطی انتشار آلودگی مبنای ارزیابی قرار می گیرد.

حالت دوم: در صورت عدم رد فرضیه H_0 در رابطه (۶)، مدل (۴) انتخاب می شود و در ادامه، برای انتخاب بهترین الگو از میان مدل های (۳) و (۴)، پس از برآورد مدل درجه دوم در قالب رابطه (۴) با استفاده از آماره F فرضیه صفر و فرضیه مقابل آن در قالب رابطه (۸) آزمون می شود:

$$\begin{aligned} H_0 &= \beta_2 = 0 \\ H_1 &= \beta_2 \neq 0 \end{aligned} \quad (۸)$$

در صورت رد فرضیه H_0 در رابطه (۸)، مدل (۴) انتخاب می‌شود و در غیر این صورت، فرم خطی انتشار آلودگی در قالب رابطه (۳) مبنای ارزیابی قرار می‌گیرد (۱۵).

داده‌ها

در پژوهش حاضر، بخش کشاورزی استان‌های مختلف ایران در محدوده زمانی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۳ ارزیابی شد. از مجموع ۳۱ استان کشور، به دلیل محدودیت داده‌ای، اطلاعات ۲۴ استان شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، خراسان رضوی، خوزستان، زنجان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، مازندران، مرکزی، همدان و یزد جمع‌آوری و در مدل استفاده شد. داده‌های مورد نیاز شامل میزان سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن، سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت انرژی به تفکیک هر استان برای دوره ۹۳-۱۳۷۹ از مرکز آمار ایران (۴۱) استخراج و برای تحلیل‌های آماری نیز از نرم‌افزارهای STATA14 و EVIEWS9 استفاده شده است.

نتایج و بحث

با توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر، ابتدا آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها صورت گرفت که نتایج هر دو آزمون در جدول ۱ آمده است. بر اساس نتایج این جدول، مقدار آماره آزمون همگنی برابر با ۵۵/۴۵۷ به دست آمد. با توجه به معنی‌دار بودن آماره در سطح احتمال یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبدأها رد می‌شود و برآورد مدل به صورت پنل انجام می‌گیرد. همچنین، با توجه به نتایج آزمون هاسمن در جدول ۱، فرضیه صفر مبنی بر به کارگیری روش اثرات تصادفی رد شده است و به منظور برآورد ضرایب مدل، از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود.

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

جدول ۱. نتایج آزمون همگنی و هاسمن

آزمون همگنی	آزمون هاسمن
آماره (F _{TEST})	آماره (χ^2)
۵۵/۴۵۷*** (۰/۰۰۰)	۱۵/۴۵۵ (۰/۰۰۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش *** معنی داری در سطح یک درصد

در ادامه، بر اساس رهیافت خودتوضیحی برداری پنلی (PVAR)، رابطه علی میان متغیرها بررسی شده، که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

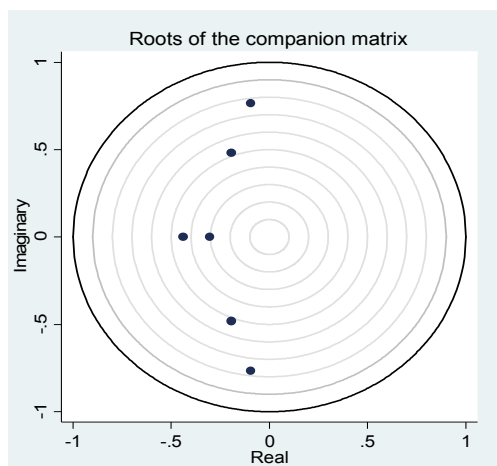
جدول ۲. رابطه علی بین متغیرهای مورد مطالعه (رهیافت PVAR)

فرض صفر	آماره χ^2	نتیجه آزمون
ارزش افزوده بخش کشاورزی علت انتشار دی‌اکسید کربن نیست.	۲۰/۳۳۲ (۰/۰۰۰)	رد
شدت انرژی علت انتشار دی‌اکسید کربن نیست.	۲۷/۸۷۳ (۰/۰۰۰)	رد
انتشار دی‌اکسید کربن علت ارزش افزوده بخش کشاورزی نیست.	۴/۰۷۵ (۰/۱۳۰)	تایید
شدت انرژی علت ارزش افزوده بخش کشاورزی نیست.	۳۸/۶۵۸ (۰/۰۰۰)	رد
انتشار دی‌اکسید کربن علت شدت انرژی نیست.	۰/۴۳۵ (۰/۸۰۴)	تایید
ارزش افزوده بخش کشاورزی علت شدت انرژی نیست.	۲/۰۲۷ (۰/۳۶۳)	تایید

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، رابطه علی یک‌طرفه‌ای از شاخص‌های ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت انرژی به سمت انتشار دی‌اکسید کربن وجود دارد. نتایج بررسی رابطه علی بین متغیرها نشان داد که آماره χ^2 محاسباتی برای علیت از متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت انرژی به سمت متغیر انتشار دی‌اکسید کربن به ترتیب برابر با ۲۰/۳۳ و ۲۷/۸۷ است. به دیگر سخن، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علیت در سطح احتمال ۹۹ درصد رد می‌شود. بر این اساس، متغیر انتشار دی‌اکسید کربن به‌عنوان متغیر وابسته و متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت انرژی به‌عنوان متغیر توضیحی در

نظر گرفته شدند. نتایج بررسی شرط پایداری در مدل خودتوضیحی برداری پنلی در شکل ۲ آمده است.

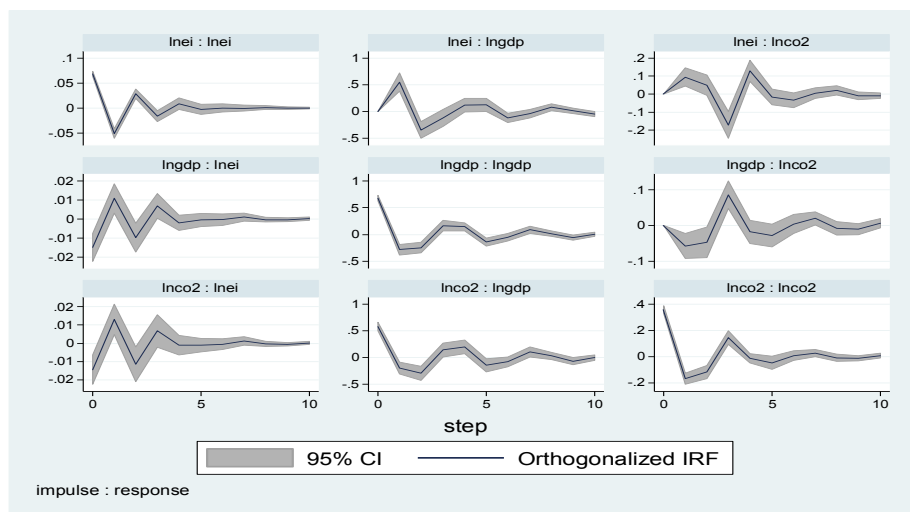


مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۲. نمودار نتایج بررسی پایداری مدل خودتوضیحی برداری پنلی

نتایج شکل ۲ حاکی از آن است که تمامی مقادیر ویژه محاسبه شده برای مدل‌های برآوردی در محدوده مشخص بین ۱ تا -۱ قرار دارند و به دیگر سخن، مدل PVAR شرط پایداری را تأمین می‌کند. در شکل ۳، توابع واکنش آنی ارائه شده است، نشانگر آنکه اثر یک واحد تکانه در هر کدام از متغیرها چه تأثیری بر خود و سایر متغیرها دارد. لازم به توضیح است که برای تمامی نمودارهای یادشده، توابع واکنش برای ده دوره نمایش داده شده است.

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳. توابع واکنش ضربه‌ای متغیرهای مورد بررسی بر یکدیگر رهیافت PVAR

بر اساس نمودارهای شکل ۳، اثر یک واحد تکانه در متغیر سرانه ارزش افزوده بخش کشاورزی بر انتشار آلودگی با نوسان‌هایی به شکل سینوسی همراه بوده، به گونه‌ای که در ابتدای دوره، منفی (از ۰/۵ به -۵/۰) و پس از دوره دوم، مثبت و افزایشی است، از حدود دوره چهارم روندی مثبت و کاهنده را طی می‌کند و از دوره پنجم به بعد این نوسان‌ها کمتر می‌شود و در نهایت، از دوره هشتم به مقداری تقریباً ثابت (نزدیک به صفر) رسیده، از بین می‌رود. همچنین، اثر یک واحد تکانه در متغیر شدت انرژی بر متغیرهای انتشار آلودگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی به طور تقریبی مسیری مشابه را طی می‌کند، بدین صورت که واکنش دو متغیر انتشار آلودگی و ارزش افزوده بخش کشاورزی در مقابل تکانه وارده بر شدت انرژی در دوره‌های اولیه مثبت (حدود ۰/۰۲) و افزایشی است و پس از آن، منفی و کاهشی می‌شود (به سمت -۰/۰۱) و سپس، همانند دوره ابتدایی مسیری مثبت و افزایشی خواهد داشت. اثر یک واحد تکانه در ارزش افزوده بخش کشاورزی بر شدت انرژی بدین صورت است که در دوره‌های

اولیه، مثبت و افزایشی (از ۰ به ۰/۶) و پس از آن، منفی و کاهش (از ۰/۶ به ۰/۵-) می‌شود و سپس، با سرعت کمتری نسبت به دوره اولیه مثبت شده، روندی افزایشی خواهد داشت؛ از دوره پنجم تأثیری منفی و کاهش خواهد داشت و در نهایت، به مقدار تقریباً ثابت صفر خواهد رسید. تأثیر یک واحد تکانه در انتشار آلودگی بر شدت انرژی در دوره‌های ابتدایی مثبت است (از ۰ به ۰/۱) و از دوره دوم منفی و کاهش (از ۰ به ۰/۲-) و در دوره منتهی به پنجم مثبت و افزایشی (از ۰/۲- به ۰/۲) می‌شود. این نوسان‌ها از حدود دوره ششم به مقدار ثابت صفر می‌رسد و اثر آن از بین می‌رود. در نهایت، تأثیر یک واحد تکانه در انتشار آلودگی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در دوره‌های ابتدایی منفی (از ۰ به ۰/۵-) است و از دوره سوم مثبت و افزایشی و سپس، روندی کاهش خواهد داشت. این نوسان‌ها از حدود دوره هفتم به مقدار تقریباً ثابت خواهد رسید و اثر آن تحلیل می‌رود.

قبل از تخمین مدل‌های داده‌های ترکیبی نیز مانند مدل‌های سری زمانی، لازم است ایستایی متغیرها بررسی شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مورد مطالعه

وضعیت ایستایی	ایم، پسران و شین (IPS)		لوین، لین و چاو (LLC)		متغیر
	وقفه	سطح	وقفه	سطح	
I(0)	-	(۰/۰۰۰) -۳/۸۰۳ ^{***}	-	(۰/۰۰۰) -۹/۸۳۴ ^{***}	لگاریتم سرانه انتشار آلودگی
I(1)	-۸/۱۸۱ ^{***} (۰/۰۰۰)	۱۳/۶۸۰ (۱/۰۰۰)	-۱۱/۶۲۸ ^{***} (۰/۰۰۰)	۹/۴۳۳(۱/۰۰۰)	توان اول ارزش افزوده سرانه کشاورزی
I(1)	-۳/۲۴۱ ^{***} (۰/۰۰۰)	۱۸/۳۶۶(۱/۰۰۰)	-۶/۱۵۷ ^{***} (۰/۰۰۰)	۱۶/۵۹۰(۱/۰۰۰)	توان دوم ارزش افزوده سرانه کشاورزی
I(1)	-۲/۸۶۵ ^{***} (۰/۰۰۵)	(۱/۰۰۰) ۱۹/۲۷۱ ^{***}	-۲/۴۹۸ ^{***} (۰/۰۰۶)	(۱/۰۰۰) ۱۸/۶۰۰ ^{***}	توان سوم ارزش افزوده سرانه کشاورزی
I(0)	-	(۰/۰۰۰) -۹/۷۸۳ ^{***}	-	(۰/۰۰۰) -۴/۶۱۰ ^{***}	لگاریتم شدت انرژی

مأخذ: یافته‌های پژوهش ^{***} معنی داری در سطح یک درصد

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

بر اساس نتایج جدول ۳، تفاضل مرتبه اول توان اول، دوم و سوم ارزش افزوده بخش کشاورزی ایستا بوده و متغیرهای سرانه انتشار آلودگی و شدت انرژی در سطح ایستاست. از این رو، با توجه به نتایج آزمون ایستایی و به دلیل توأم بودن متغیرهای ایستا در سطح و متغیرهایی که پس از انجام یک بار تفاضل گیری ایستا می شوند، از تحلیل هم جمعی موسوم به روش خود توضیحی با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده شده است. همچنین، برای انتخاب بهترین الگو از میان مدل های (۴)، (۵) و (۶)، از آزمون والد استفاده شده است. نخست، برای انتخاب میان دو مدل (۴) و (۵)، رابطه (۶) آزمون شد و با توجه به آماره F محاسباتی (۲۲/۸۳۰) در جدول ۴، می توان نتیجه گرفت که مدل (۵) در توضیح انتشار آلودگی برتر از مدل (۴) است. به بیان بهتر، مدل درجه سوم در مقایسه با مدل درجه دوم دارای برتری است.

جدول ۴. نتایج آزمون والد برای انتخاب بین دو مدل (۴) و (۵)

آماره F	(۰/۰۰۰) *** ۲۲/۸۳۰
مأخذ: یافته های پژوهش	*** معنی داری در سطح یک درصد

در ادامه، به منظور انتخاب میان دو مدل خطی و درجه سوم در قالب مدل های (۳) و (۵)، رابطه (۷) آزمون شد. با توجه به آماره F محاسباتی (۶۰/۶۰۷) در جدول ۵، می توان نتیجه گرفت که الگوی درجه سوم برتر از الگوی خطی است و در نتیجه، الگوی درجه سوم به عنوان بهترین الگو در توضیح انتشار آلودگی بخش کشاورزی است.

جدول ۵. نتایج آزمون والد برای انتخاب بین دو مدل (۷) و (۹)

آماره F	(۰/۰۰۰) *** ۶۰/۶۰۷
مأخذ: یافته های پژوهش	*** معنی داری در سطح یک درصد

پس از تعیین مدل (۵) به عنوان بهترین الگوی انتشار آلودگی، به ارائه نتایج بلندمدت و کوتاه مدت در قالب رهیافت موسوم به مدل خود توضیحی با وقفه های گسترده پنلی (Panel ARDL) پرداخته شد. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت و کوتاه مدت تأثیر شدت مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش کشاورزی بر انتشار آلودگی در بخش کشاورزی

استان‌های کشور (رویکرد PMG) در جدول ۶ آمده است. مقادیر ضرایب به دست آمده را می‌توان به عنوان کشش سرانه انتشار آلودگی (دی‌اکسید کربن) نسبت به هر کدام از متغیرهای مربوط تفسیر کرد.

جدول ۶. نتایج برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر شدت مصرف انرژی و ارزش افزوده‌ی بخش کشاورزی بر انتشار آلودگی در بخش کشاورزی استان‌های ایران (روش PMG)

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
توان اول ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۰۹۱۳***	۰/۰۰۸۸	۱۰/۲۷۵۸	۰/۰۰۰۰
توان دوم ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۰/۰۱۵۲***	۰/۰۰۲۳	-۶/۶۱۰۱	۰/۰۰۰۰
توان سوم ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۰۰۰۹***	۰/۰۰۰۲	۴/۷۷۸۱	۰/۰۰۰۰
شدت انرژی در بخش کشاورزی	۰/۰۲۳***	۰/۰۰۴۷	۵/۰۵۳۸	۰/۰۰۰۰
عرض از میدا	-۸/۶۹۰۰***	۰/۲۵۵۴	-۲/۷۰۱۵	۰/۰۰۰۰
تفاضل مرتبه اول توان اول ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۰۱۰۸	۰/۰۸۹۳	۰/۱۲۱۴	۰/۹۰۳۵
تفاضل مرتبه اول توان دوم ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۰۰۶۶	۰/۰۱۶۸	۰/۳۹۱۸	۰/۶۹۵۹
تفاضل مرتبه اول توان سوم ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۱	-۰/۷۶۶۷	۰/۴۴۴۱
تفاضل مرتبه اول شدت انرژی در بخش کشاورزی	-۰/۰۱۰۸۵	۰/۰۱۰۲۱	-۱/۰۶۲۸	۰/۲۸۹۱
جمله تصحیح خطا	-۰/۱۲۱۳***	۰/۰۷۳	-۲/۷۶۱۱	۰/۰۰۶۳
Mean dependent var = -۰/۰۱۳۴		Schwarz criterion = -۹/۳۴۹۵		
SE. of regression = ۰/۰۲۵۴		Akaike info criterion = -۱۰/۹۴۷۱		
SD. Dependent var = ۰/۰۴۶۳		Log likelihood = ۲۱۱۸/۴۹۵		

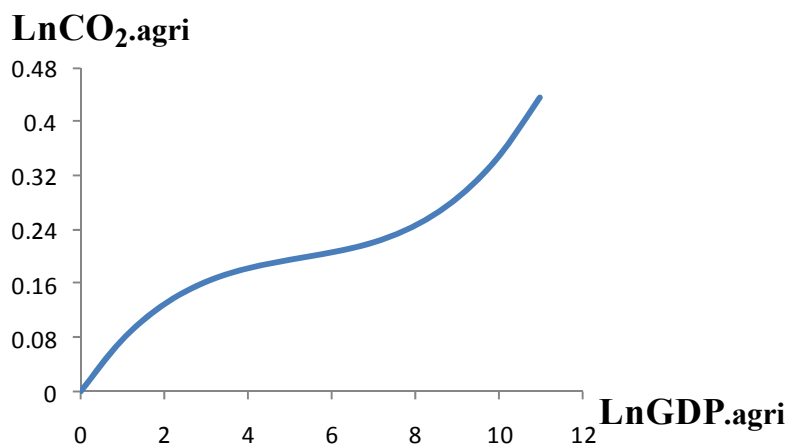
مأخذ: یافته‌های پژوهش *** معنی‌داری در سطح یک درصد

نتایج جدول ۶ حاکی از آن است که شدت مصرف انرژی در بلندمدت تأثیری مثبت در توضیح انتشار آلودگی دارد و ضریب آن در سطح یک درصد حائز اهمیت آماری است، به گونه‌ای که با افزایش ده درصدی در شدت مصرف انرژی، انتظار می‌رود که سرانه انتشار آلودگی در بخش کشاورزی حدود ۰/۲۳ درصد افزایش یابد. همچنین، با توجه به معنی‌داری و علامت‌های ضرایب توان اول تا توان سوم ارزش افزوده بخش کشاورزی، رابطه بلندمدت میان

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

انتشار گاز دی‌اکسید کربن از بخش کشاورزی و ارزش افزوده این بخش به صورت N شکل است.

ضریب جمله تصحیح خطا در جدول ۶ نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است، به گونه‌ای که انتظار می‌رود در هر دوره حدود دوازده درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت تعدیل شود. ضریب یادشده در این مدل نشان‌دهنده سرعت پایین تعدیل به سمت رابطه تعادلی بلندمدت است، به گونه‌ای که اثر یک تکانه بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت کمی بیش از هشت دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن، رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر تعادلی رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت. در شکل ۴، نمودار رابطه بلندمدت میان آلودگی ناشی از سرانه انتشار دی‌اکسید کربن و ارزش افزوده سرانه کشاورزی آمده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۴. نمودار رابطه بلندمدت میان ارزش افزوده سرانه کشاورزی و سرانه انتشار آلودگی در استان‌های ایران

همان گونه که در نمودار شکل ۴ مشاهده می شود، یک رابطه N شکل میان ارزش افزوده و انتشار آلودگی برقرار است. با توجه به نمودار ترسیمی در سطح سرانه ارزش افزوده ۲۰۰/۲۶۷ میلیون ریال، برای تقعر منحنی عوض می شود. این نمودار نشان می دهد که با افزایش ارزش افزوده کشاورزی، انتشار آلودگی به طور پیوسته افزایش پیدا می کند، به گونه ای که نخست، با افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی، انتشار آلودگی با روندی نزولی افزایش می یابد؛ این وضعیت تا قبل از مرز درآمد ۲۰۰/۲۶۷ میلیون ریال ادامه دارد و پس از آن، انتظار می رود که سرانه انتشار آلودگی با روندی صعودی افزایش یابد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی اثر ارزش افزوده بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی بر میزان انتشار گاز دی اکسید کربن ناشی از فعالیت های کشاورزی بوده و نتایج پژوهش نشان داده است که یک رابطه یک طرفه از رشد بخش کشاورزی و شدت مصرف انرژی به انتشار گاز دی اکسید کربن ناشی از فعالیت های کشاورزی وجود دارد. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که یک رابطه N شکل میان ارزش افزوده بخش کشاورزی و انتشار آلودگی ناشی از فعالیت های این بخش برقرار است. بر این اساس، با افزایش ارزش افزوده کشاورزی، ابتدا انتشار آلودگی با روندی نزولی افزایش می یابد. این وضعیت تا قبل از مرز درآمد سرانه ۲۰۰/۲۶۷ میلیون ریال ادامه دارد و پس از آن، انتظار می رود که انتشار آلودگی با روندی صعودی افزایش پیدا کند. این نتیجه گیری مبنی بر N شکل بودن رابطه میان رشد اقتصادی و انتشار آلودگی با مطالعات فریدل و گتزنر (۱۴)، لویز و همکاران (۲۴)، عجمی و همکاران (۳)، اوزکو و اوزدمیر (۲۸) و کاتریگولو و تاسپینار (۲۱) سازگاری دارد. با توجه به تأیید ارتباط میان رشد بخش کشاورزی و انتشار گاز دی اکسید کربن ناشی از فعالیت های این بخش، باید سیاست گذاران و برنامه ریزان این بخش در تدوین برنامه های خود به طور هم زمان رشد بخش کشاورزی و مسائل زیست محیطی ناشی از فعالیت های این بخش را در نظر گیرند. عدم توجه

اثر ارزش افزوده و شدت مصرف انرژی بر.....

همزمان بدین دو مقوله منجر به کاهش رشد بخش کشاورزی یا افزایش تخریب و انتشار آلودگی در این بخش می‌شود. بر این اساس، باید سیاست‌های مبتنی بر رشد بخش کشاورزی برنامه‌های مناسب برای حفاظت از محیط زیست طبیعی کشور را دربرگیرد. همچنین، ضروری است که سیاست‌های مؤثر حفاظت از محیط زیست به‌طور پیوسته پیاده‌سازی شوند.

به‌دلیل اهمیت مصرف انرژی در فرآیند رشد و توسعه بخش کشاورزی، افزایش مصرف انواع حامل‌های انرژی در این بخش اجتناب‌ناپذیر است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که شدت مصرف انرژی در بلندمدت تأثیری مثبت در توضیح انتشار آلودگی دارد و ضریب آن حائز اهمیت آماری است. این اثرگذاری با نتایج مطالعات دوگان و همکاران (۱۳)، شهباز و همکاران (۳۷) و شهباز و همکاران (۳۸) همخوانی دارد. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود که تا حد ممکن، از انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر مانند انرژی بادی و خورشیدی در بخش کشاورزی استفاده شود؛ در این میان، افزایش سرمایه‌گذاری در زمینه انرژی‌های مصرفی بخش کشاورزی به‌منظور جایگزینی سوخت‌های فسیلی با سایر انرژی‌ها ضروری به‌نظر می‌رسد.

منابع

1. Abrigo, M.R. and Love, I. (2015). Estimation of panel vector auto regression in Stata: a package of programs. Manuscript, Feb. 2015. Available at <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Michael-Abrigo.pdf> (Retrieved at 15 Nov. 2017).
2. Ahmed, A., Uddin, G.S. and Sohag, K. (2016). Biomass energy, technological progress and the environmental Kuznets curve: evidence from selected European countries. *Biomass and Bioenergy*, 90: 202-208.
3. Ajmi, A.N., Hammoudeh, S., Nguyen, D.K. and Sato, J.R. (2015). On the relationships between CO₂ emissions, energy consumption and income: the importance of time variation. *Energy Economics*, 49: 629-638.
4. Alamdarloo, H.N. (2016). Water consumption, agriculture value added and carbon dioxide emission in Iran: environmental Kuznets curve hypothesis. *International Journal of Environmental Science and Technology*, 13(8): 2079-2090.
5. Arellano, M. (2003). Panel data econometrics. Oxford University Press.

6. Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 1). John Wiley & Sons.
7. Baltagi, B.H. and Kao, C. (2001). Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey. In *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 7-51). Emerald Group Publishing Limited.
8. Barros, V.R., Field, C.B., Dokke, D.J., Mastrandrea, M.D., Mach, K.J., Bilir, T.E. et al. (2014). *Climate change 2014: impacts, adaptation, and vulnerability - Part B: regional aspects - Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*.
9. Campos, N.F. and Kinoshita, Y. (2008). Foreign direct investment and structural reforms: evidence from Eastern Europe and Latin America (No. 6690). CEPR Discussion Papers.
10. Chaitip, P., Chokethaworn, K., Chaiboonsri, C. and Khounkhalax, M. (2015). Money supply influencing on economic growth-wide phenomena of AEC open region. *Procedia Economics and Finance*, 24: 108-115.
11. Coderoni, S., Esposti, R. (2011). Long-term agricultural GHG emissions and economic growth: the agricultural environmental Kuznets curve across Italian regions. In: Paper Presented at the EAAE 2011 Congress on Change and Uncertainty: Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30 to September 2, 2011, ETH Zurich, Zurich, Switzerland.
12. Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological Economics*, 49(4): 431-455.
13. Dogan, E., Sebri, M. and Turkekul, B. (2016). Exploring the relationship between agricultural electricity consumption and output: new evidence from Turkish regional data. *Energy Policy*, 95: 370-377.
14. Friedl, B. and Getzner, M. (2003). Determinants of CO₂ emissions in a small open economy. *Ecological Economics*, 45(1): 133-148.
15. Gojarati, D. (2004). *Basics of econometrics*. Translated by H. Abrishami (Vol. 2). Tehran: Tehran University. (Persian)
16. Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Econometrics*, 115(1): 53-74.
17. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) (2017). *Changes in atmospheric constituents and in radiative forcing. Fourth Assessment Report (AR4), Working Group 1 (WG1), Chapter 2, Table 2.14, p. 212*. Also, available at http://www.ipcc.ch/publications_and_data/publications_ipcc_fourth_assessment_report_wg1_report_the_physical_science_basis.htm (Retrieved at 27 Nov., 2017).

18. Islam, M., Kazi, M. and Tarique, K.M. (2014). CO₂/sub 2/emission and agricultural productivity in southeast asian region: a pooled mean group estimation. *Science Vision*, 20(1): 93-99.
19. Jovanović, M., Kaščelan, L., Despotović, A. and Kaščelan, V. (2015). The impact of agro-economic factors on GHG emissions: evidence from European developing and advanced economies. *Sustainability*, 7(12): 16290-16310.
20. Kang, Y.Q., Zhao, T. and Yang, Y.Y. (2016). Environmental Kuznets curve for CO₂ emissions in China: a spatial panel data approach. *Ecological Indicators*, 63: 231-239.
21. Katircioğlu, S.T. and Taşpinar, N. (2017). Testing the moderating role of financial development in an environmental Kuznets Curve: Empirical evidence from Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 68: 572-586.
22. Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Econometrics*, 108(1): 1-24.
23. Li, W., Ou, Q. and Chen, Y. (2014). Decomposition of China's CO₂ emissions from agriculture utilizing an improved Kaya identity. *Environmental Science and Pollution Research*, 21(22): 13000-13006.
24. Lopez-Menendez, A.J., Perez, R. and Moreno, B. (2014). Environmental costs and renewable energy: re-visiting the environmental Kuznets Curve. *Environmental Management*, 145: 368-373.
25. Love, I. and Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2): 190-210.
26. Nasrnia, F. and Esmaeili, A. (2009). The causal relationship between energy and employment, investment and value added in the agricultural sector. Seventh Iranian Agricultural Economics Conference. Campus of Agriculture and Natural Resources of Tehran University. (Persian).
27. Nayak, D., Saetnan, E., Cheng, K., Wang, W., Koslowski, F. et al. (2015). Management opportunities to mitigate greenhouse gas emissions from Chinese agriculture. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 209: 108-124.
28. Özokcu, S. and Özdemir, Ö. (2017). Economic growth, energy, and environmental Kuznets Curve. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72: 639-647.
29. Pant, K.P. (2009). Effects of agriculture on climate change: a cross country study of factors affecting carbon emissions. *J. Agric. Environ.*, 10: 84-102.
30. Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1998). An auto regressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31: 371-413.

31. Pesaran, M.H. and Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Econometrics*, 68(1): 79-113.
32. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446): 621-634.
33. Rehman, H. and Bashir, F. (2015). Energy consumption and agriculture sector in middle income developing countries: a panel data analysis. *Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS)*, 35(1): 479-496.
34. Samargandi, N. (2017). Sector value addition, technology and CO₂ emissions in Saudi Arabia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 78: 868-877.
35. Sebri, M. and Abid, M. (2012). Energy use for economic growth: a trivariate analysis from Tunisian agriculture sector. *Energy Policy*, 48: 711-716.
36. Seneviratne, S.I., Donat, M.G., Pitman, A.J., Knutti, R. and Wilby, R.L. (2016). Allowable CO₂ emissions based on regional and impact-related climate targets. *Nature*, 529(7587): 477-483.
37. Shahbaz, M., Lean, H.H. and Shabbir, M.S. (2012). Environmental Kuznets Curve hypothesis in Pakistan: cointegration and Granger causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(5): 2947-2953.
38. Shahbaz, M., Solarin, S.A., Sbia, R. and Bibi, S. (2015). Does energy intensity contribute to CO₂ emissions? A trivariate analysis in selected African countries. *Ecological Indicators*, 50: 215-224.
39. Smith, P., Bustamante, M., Ahammad, H. et al. (2014). Agriculture, forestry and other land use (AFOLU). In: Edenhofer O., Pichs-Madruga, R, Sokona, Y. et al. (eds) Climate change 2014: mitigation of climate change.
40. Smith, P., Martino, D., Cai, Z. et al. (2008). Greenhouse gas mitigation in agriculture. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London B: Biological Sciences*, 363(1492): 789-813.
41. Statistical Center of Iran (2015). Statistical yearbook 2015. Available at <https://www.amar.org.ir/news/ID/2540/1394> (Retrieved at 11 Nov., 2017). (Persian)
42. Wesseh, P.K. and Lin, B. (2017). Climate change and agriculture under CO₂ fertilization effects and farm level adaptation: where do the models meet?. *Applied Energy*, 195: 556-571.
43. Zafeiriou, E. and Azam, M. (2017). CO₂ emissions and economic performance in EU agriculture: some evidence from Mediterranean countries. *Ecological Indicators*, 81: 104-114.