



ارتباط متقابل تولیدات کشاورزی و شاخص‌های محیط زیستی با تأکید بر تغییرات اقلیمی

احمد سلطانی ذوقی^۱، حامد قادرزاده^{۲*}

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۱۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۵/۱۱

چکیده

بررسی کمی آثار مخرب عوامل اقلیمی و محیط زیستی بر فعالیت‌های کشاورزی از اهمیت زیادی در مطالعات اقتصادی و هواشناسی کشاورزی برخوردار است. هدف از این مطالعه تحلیل رابطه انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان شاخص تخریب محیط زیست و نیز برخی عوامل اقلیمی مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای با میزان تولیدات کشاورزی با استفاده از داده‌های پانل ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۷ به کمک مدل Autoregressive Distributed Lag (ARDL) می‌باشد. با توجه به منفی شدن مقادیر مجذور ارزش افزوده کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب برابر $-0/027$ و $-0/312$ فرضیه منحنی محیط زیستی کوزنتس (EKC) در بخش کشاورزی در ساختار پانل استان‌های کشور تأیید می‌شود. نتایج نشان می‌دهد، حدود ۹۰ درصد آثار ناشی از شوک‌های احتمالی در طی یک دوره مطالعاتی قابل اصلاح بوده و در کمتر از دو دوره اقتصادی به سطح تعادل بلندمدت خود بازخواهد گشت. ضریب تأثیر متغیرهای بارش و دما بر انتشار گازهای گلخانه‌ای برابر $0/038$ و $-0/302$ می‌باشد که نشان از تأثیر متغیرهای محیط زیستی بر این کمیت دارد. ضریب منفی جمله مربع دما نشان از کاهش کیفیت و توان دوم بارش نشان از بهبود کیفیت محیط زیست دارد. مطالعات بیشتر در زمینه برهمکنش الگوی کشت، استفاده از ماشین‌آلات و متغیرهای محیطی بر تولیدات کشاورزی و ارزش افزوده آن‌ها پیشنهاد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ارزش افزوده، دی‌اکسید کربن، گازهای گلخانه‌ای، مدل ARDL، نظریه کوزنتس

مقدمه

کلی محیط زیست از سه راه ترکیب، مقیاس و تکنیک بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. اثر مقیاس؛ بیان می‌کند که فعالیت‌های اقتصادی در حال رشد منجر به افزایش آلودگی و کاهش کیفیت محیط زیست می‌گردد (Farhani et al., 2014) به عبارتی آلودگی گسترده به شدت بر روند رشد و توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارد (Jahangard et al., 2017). اثر ترکیب؛ تأثیرات محیط زیستی تغییرات در میزان ستاده بخش‌های کشور (نسبت بخش‌ها، کشاورزی، صنعت و خدمات) را شامل می‌گردد که به ویژه در کشاورزی به بررسی تخریب محیط زیست ناشی از ترکیب چند محصول می‌پردازد. اثر تکنیک؛ تخریب محیط زیست ناشی از اجرای سیاست‌های سازگار با محیط زیست را تحت شرایط اثرات مقیاس و ترکیب ثابت بررسی می‌کند. اثر تکنیک در مباحث کشاورزی و محیط زیستی آشکارا به انتخاب سازنده برای اتخاذ شیوه‌های صحیح کشاورزی و یا

افزایش سطح آلودگی‌ها و تغییرات اقلیم از مهم‌ترین بحران‌های محیط زیستی می‌باشند (Todaro and Smith, 2014)، انقلاب صنعتی و توسعه اقتصادی باعث آسیب‌هایی فراوان در محیط زیست شده و آثاری مخرب را بر محیط زیست وارد ساخته است. انتشار گازهای گلخانه‌ای، افزایش پساب‌های صنعتی، کاهش گونه‌های جانوری و تخلیه منابع طبیعی و آب‌های زیرزمینی از آثار توسعه اقتصادی است (Askarizadeh et al., 2017). بحران‌های محیط زیستی آثاری متقابل با توسعه اقتصادی می‌باشند. به طور

^۱ دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
^۲ استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

(*نویسنده مسئول: Hamedar2002@uok.ac.ir)

نحوه ارجاع مقاله:

سلطانی ذوقی، ا.، قادرزاده، ح. ۱۳۹۹. ارتباط متقابل تولیدات کشاورزی و شاخص‌های محیط زیستی با تأکید بر تغییرات اقلیمی. نشریه هواشناسی کشاورزی، ۸(۱)، ۶۲-

DOI: 10.22125/agmj.2020.210143.1084

Soltani-Zoghi, A., Ghaderzadeh, H. 2020. The relationship between agricultural production and environmental indices with emphasis on climate change. Journal of Agricultural Meteorology, 8(1), 62-74. DOI: 10.22125/agmj.2020.210143.1084

تغییر در تغذیه و عرضه رو به کاهش زمین‌های کشاورزی پدید آمد (Al-sayed and Sek, 2013). بخش کشاورزی دارای ارتباطات پیوسته با مسائل اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و محیط زیستی است، از جمله مسائل مطرح در بخش کشاورزی مسائل مربوط به حقوق مالکیت زمین، توسعه اقتصادی، غذا، تغذیه، جنسیت، فقر، امنیت، آب، تجارت و منابع می‌باشد. سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی به دلایل بسیاری غیر قابل اجتناب است، افزایش تقاضا برای محصولات کشاورزی به دلیل رشد سریع جمعیت بی‌شک مهمترین عامل توسعه و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی است. کشاورزی یکی از منابع اصلی انتشار گازهای گلخانه‌ای است که برای جلوگیری از اختلال بیشتر در محیط زیست، کنترل و مدیریت این بخش به شدت ضروری است (Havemann, 2014). کشور ایران حدود ۱/۷۹۷ درصد از مجموع دی‌اکسیدکربن جهان را انتشار می‌دهد که ۲۸/۱۷۰ درصد از کل انتشار گازهای گلخانه‌ای در هر سال متعلق به بخش کشاورزی است (Vaseghi and Esmaeili, 2010). بسیاری مطالعات نشان می‌دهد نه تنها در ایران که در غالب کشورهای جهان تا سال ۲۰۱۲، تولید گازهای گلخانه‌ای بخش کشاورزی به دلایل مختلف کمتر مورد توجه قرار گرفته است. انتشار گازهای گلخانه‌ای به شکل مستقیم ناشی از استفاده سوخت‌های فسیلی در ماشین‌آلات کشاورزی و انتشار مستقیم اکسید نیتروکسید از کاربرد کود و به شکل غیرمستقیم ناشی از انتشار آلودگی در زمان تولید نهاده‌های کشاورزی است (Abson et al., 2014). نقش زمین در حجم کربن منتشر شده و بهره‌وری انتشار کربن بسیار بالا است (Ehsani et al., 2019). بهره‌وری انتشار کربن در کشاورزی و به ویژه مطالعه آن در یک کشور، دارای اهمیت بسیاری است، مقادیر دی‌اکسیدکربن انتشار یافته در کشور در طی سالیان اخیر روند صعودی و پایداری را نشان می‌دهد (Pourghasemian and moradi, 2016). کاهش انتشار اکسید نیتروژن از خاک‌های کشاورزی به علت کاهش مصرف کود نیتروژنی و کاهش انتشار متان ناشی از کاهش تعداد دام‌ها از جمله دلایل کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. در عین حال، بخشی از کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای به دلیل کاهش

ورود به بخش کشاورزی و همچنین کشاورزی پایدار کمک می‌کند (European Commission, 2013). رشد اقتصادی پایدار به این معنی است که آلودگی محیط زیست ناشی از رشد اقتصاد کاهش یافته است. مسئله اساسی اقتصاد به فرآیند صنعتی شدن سریع و فرسودگی و استهلاک منابع مرتبط است (Galeotti and Lanza, 2005; Azam, 2016) و بیان می‌کند که توسعه اقتصادی نباید همراه با هزینه‌های بالای تخریب محیط زیست باشد. امری که در بسیاری از مطالعات در مسیر آثار توسعه به وضوح مشاهده می‌گردد. مطالعات نشان می‌دهد، انتشار گازهای گلخانه‌ای در بسیاری از مناطق جهان تأثیری منفی بر رشد اقتصادی دارد (Pishbahar et al., 2015). رابطه کشاورزی و تغییرات آب و هوایی دو طرفه است و تعامل آن‌ها در شکل ۱ نشان داده شده است.

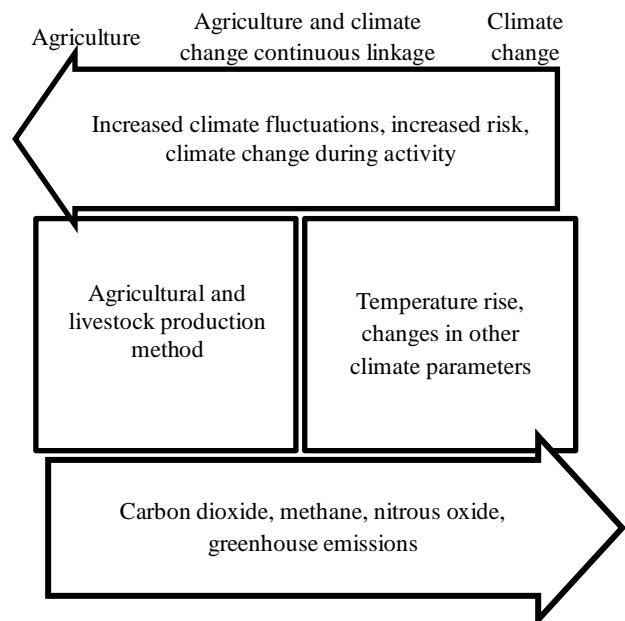


Figure 1- The relationship between agriculture and climate change

شکل ۱- ارتباط بین کشاورزی و تغییرات اقلیمی

شیوه‌های ناکارآمد تولید در کشاورزی کشور منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای در جو می‌شود که آثار آن در تغییرات آب و هوایی مشهود است. از سال ۲۰۰۸، بخش کشاورزی توجه بیشتری در اقتصاد محیط زیست را به خود معطوف ساخته است (Havemann, 2014). این توجه ناشی از تقاضای بالای محصولات کشاورزی ناشی از رشد سریع جمعیت در سراسر جهان، افزایش شهرنشینی،

در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست با شدت بالاتری اتفاق می‌افتد، اما پس از یک سطح درآمد سرانه روند نزولی رخ می‌دهد، در آن سطح درآمد که حداکثر انتشار رخ می‌دهد، کالای محیط زیست کالای لوکس تشخیص داده شده و مصرف کنندگان حاضر به از دست دادن سطح بالای این منبع با ارزش نیستند که بیانگر یک رابطه U شکل معکوس میان شاخص محیط زیستی و درآمد سرانه است (Dinda, 2004; Stern, 2014). در سال ۱۹۵۵ کوزنتس تأکید می‌کند، ارتباط بین نابرابری درآمد و درآمد سرانه یک ویژگی سهمی شکل معکوس دارد، نظریه‌ای که پایه بسیاری از تحلیل‌های اقتصادی آینده گردید (Kuznets, 1955). کوزنتس نظریه خود را به عنوان یک شاخص توسعه اقتصادی مطرح و نیروهای بازار را برای اولین بار مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. بر اساس فرضیه منحنی محیط زیستی کوزنتس، اهمیت بالای محیط زیست جایگزین آلودگی ناشی از تولید و فعالیت بیشتر می‌شود. EKC به شکل کلی با یک منحنی U شکل معکوس عملکرد اقتصادی و آلودگی محیط زیست شناخته می‌شود (Beckerman, 1992; Dietz and Adger, 2003; Khan and Plassmann, 2004; Mao et al., 2015; Azam and Khan, 2016; Stern, 1998). برخی مطالعات برخلاف نظریه جامع کوزنتس بیان می‌کنند که شواهد مربوط به سهمی شکل معکوس بودن منحنی محیط زیستی کوزنتس فقط مربوط به یک زیرمجموعه از اقتصاد و محیط زیست است و گاهاً نقض می‌شود (Stern, 1998). مطالعات بسیاری از لحاظ تجربی رابطه میان درآمد سرانه و انتشار گازهای دی‌اکسید کربن را آزمون کرده‌اند و از این رو صحت منحنی محیط زیستی کوزنتس با استفاده از روش‌های مختلف، دوره‌های زمانی و برای کشورهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته است (Shafik and Bandyopadhyay, 1992; Menendez et al., 2014; Beck and Joshi, 2015; Apergis, 2016). مطالعات نشان می‌دهد، مسائل مختلفی در ارتباط با نابودی و آسیب محیط زیست و رشد اقتصادی وجود دارد، هر چند، یافته‌های تجربی از این مطالعات روشن نیست و قابلیت بسط عمومی ندارد. از دید یک بخش و به ویژه بخش کشاورزی، مطالعه فرضیه EKC دارای سابقه و

تولیدات کشاورزی به دست آمده است (Mozaffari et al., 2015). این انتشار بالای آلودگی در کشورهای در حال توسعه در حالی است که در مقابل این آسیب به محیط زیست، بخش کشاورزی به میزان قابل توجهی یارانه نیز دریافت می‌کند و پرداخت این یارانه غالباً در بخش کشاورزی سیاست کلان بسیاری از کشورهای در حال توسعه است. بر اساس مطالعات سازمان‌های محیط زیستی بخش کشاورزی به تنهایی ۱۸/۴۴٪ و بیش از ۴۵٪ از گازهای متان و آلودگی آمونیاک در کشورهای در حال توسعه را تولید می‌کند. بر اساس گزارش کمیسیون اروپا (EurActiv, 2016) و سازمان غذا و کشاورزی سازمان ملل متحد (FAO)^۱ میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای از کشاورزی در پنج سال گذشته بیش از دو برابر شده است، که عمدتاً به دلیل گسترش فعالیت‌ها و ترکیب‌های فعالیت دامی و کشاورزی است. بالغ بر ۴۰ درصد کل انتشار گازهای گلخانه‌ای بخش کشاورزی توسط ۸۰ میلیارد دام نگهداری شده در این بخش (گاو، گوسفند، ماکیان و شیلات) تولید می‌شود. سهم بالای نگهداری از دام‌ها و در کنار آن عبور از کشاورزی سنتی و رسیدن به کشاورزی صنعتی منجر به سهم بالای تولید گازهای گلخانه‌ای در کشورهای در حال توسعه شده است. در ایران نوسان شدیدی در تعداد و تراکم انتشار گازهای گلخانه‌ای وجود دارد، در منطقه شمالی کشور دامداری‌ها به طور پیوسته با رشد خود (۱۶/۴۶ درصدی) انتشار بالای گازمتان در جو را باعث گردیده است (Mozaffari et al., 2015). در طول سالیان اخیر برای محدود کردن آثار مخرب انتشار آلودگی بخش کشاورزی بر محیط زیست و سلامت انسان، شدت برنامه‌ریزی‌ها الزامی است در نتیجه روند توسعه همواره مورد توجه کارشناسی قرار دارد امری که به پیدایش مفهوم توسعه پایدار در قرن بیستم منجر گردیده است. منحنی محیط زیستی کوزنتس (EKC)^۲ یک مدل ریاضی است که شاخص‌های محیط زیستی و درآمد سرانه را از دید اقتصاد و یا به صورت جزئی تر از نظر یک بخش از اقتصاد مانند بخش کشاورزی را تجزیه و تحلیلی می‌کند (Coderoni and Espost, 2011a; Taheri et al., 2012).

¹ Food and Agriculture Organization of the United Nations

² Environmental Kuznets Curve

بالا و ۱۷ کشور از ۲۸ کشور با درآمد متوسط از فرضیه EKC حمایت می‌کنند (Figuroa Benavides and Pastén, 2009). در بسیاری از کشورهای در حال توسعه نظیر ایران به جز فروش منابع فسیلی و معدنی، کشاورزی بخش عمده‌ای از نیازهای کشور را تامین نموده و در مقابل بخش اعظمی از آلاینده‌ها را نیز به طبیعت وارد می‌سازد. ماهیت رابطه و وجود ارتباط غیر خطی در بین متغیرهای مورد بررسی، فرضیه EKC را مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد داد (Abrishami et al., 2009). هدف از مطالعه حاضر بررسی اثر معنی‌داری عملکرد اقتصادی - تخریب محیط زیست با استفاده از متغیرها و شاخص‌های محیط زیستی در بخش کشاورزی استان‌های مختلف کشور می‌باشد. در کنار این شاخص‌ها متغیرهای اقلیمی نیز در معادله وارد شده که خود هم علت و هم معلول بسیاری از تغییرات محیط زیستی می‌باشند. انتظار می‌رود، یافته‌های آن برای سیاست‌گذاران در امر سیاست‌گذاری و ترویج رشد پایدار و بهره‌وری محیط زیستی مطلوب باشد.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر از مرکز داده بانک جهانی (www.worldbank.org) و مرکز آمار کشور تهیه شده است، داده‌ها به صورت سالانه مربوط به دوره ۹۷-۱۳۶۰، (۲۰۱۹-۱۹۸۱) و برای ۳۱ استان کشور است. هدف مقاله حاضر بررسی رابطه بین انتشار کربن تولید شده توسط بخش کشاورزی و عملکرد اقتصادی (به صورت سرانه) در کنار شاخص‌های اقلیمی است. بنابراین، از ارائه تمام عوامل مؤثر بر تولید و انتشار گازهای گلخانه‌ای مصرف انرژی، تجارت خارجی، مصرف آب آبی، تغییرات تکنولوژیکی و سایر نهاده‌های غیر اقلیمی اجتناب گردیده است (Aghaei et al., 2013). دلیل استفاده از فرم کاهش یافته در این مطالعه مطابقت با فهرست ارائه شده توسط استان‌ها و فهرست کاربردی محققان است. چرا که استفاده از فرم مدل کاهش یافته، این امکان را فراهم می‌سازد تا به طور مستقیم عملکرد اقتصادی و رابطه تخریب محیطی اندازه‌گیری شود. همچنین استفاده از متغیرهای اضافی مشکلات تخمینی و تحلیلی مدل را افزایش می‌دهد. نکته مثبت در استفاده از یک مدل فرم

دامنه مطالعاتی بسیار محدودی است که طی سه دهه گذشته ظاهر شده است. اولین تلاش‌ها در جهت گسترش دامنه فرضیه EKC برای مصرف نهاده‌های آفت‌کش و سایر سموم گیاهی با تمرکز بر مقیاس صورت گرفت (Magani, 2006). با توجه به یافته‌ها، در کوتاه‌مدت افزایش بازده در استفاده از آفت‌کش‌ها با افزایش مصرف آن‌ها همراه است؛ در حالی که در بلندمدت به دلیل آسیب‌های بالای محیط زیستی در کنار نقش مهم و بالای فناوری به نظر می‌رسد که این رشد بازدهی کاهش یافته و پس از سطحی مشخص متوقف خواهد گردید. افزایش بازده در مجموع می‌تواند در مقابل افزایش مقیاس رخ دهد؛ در حالی که ثبات و یا حتی کاهش در مقیاس می‌تواند در بخش کشاورزی مشاهده شود. فرضیه محیط زیستی کوزنتس در بسیاری از کشورها و با استفاده از انواع مختلف داده‌ها از جمله سری زمانی و پانل قابلیت انجام را دارد (Coderoni and Esposti, 2011b). یافته‌ها در برخی مطالعات هیچ گونه حمایت تجربی از وجود رابطه U شکل معکوس بین انتشار دی‌اکسید کربن معادل دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی بخش کشاورزی ارائه نمی‌دهد. فرضیه EKC در کشاورزی ایران با تأکید بر نهاده‌های مهمی نظیر آب و ارزش افزوده کشاورزی در سرانه و انتشار کربن سرانه در بخش کشاورزی مورد بررسی قرار می‌گیرد، برخی مطالعات یک رابطه U شکل معکوس بین درآمد سرانه و مصرف آب و انتشار گازهای گلخانه‌ای را تایید می‌کنند (Alamdaro, 2016). نتایج بررسی ارتباط پویا میان آلاینده‌ها، مصرف انرژی و محصولات برای بسیاری از کشورها در طول ۶ دهه اخیر حاکی از وجود همبستگی بلند مدت قوی بین متغیرها است (Ang, 2007). در برخی مطالعات هیچ نتیجه ضعیف یا متعادلی در مورد اعتبار فرضیه EKC در مناطق در حال توسعه مشاهده نشده است. برخی مطالعات هیچ مدرکی مبنی بر حمایت از فرضیه EKC در کشورهای در حال توسعه ارائه نمی‌دهند (Roca and Alcantara, 2001). بررسی اعتبار نظریه محیط زیستی کوزنتس برای ۷۳ کشور با درآمد بالا و پایین نشان داد، در برخی کشورها شواهد از وجود فرضیه EKC پشتیبانی نمی‌کند. نتایج حاصل از برآوردها نشان داد، ۱۷ کشور از گروه با درآمد

شکل‌های ۲ تا ۴ وضعیت انتشار دی‌اکسیدکربن را برای کشور ایران در دوره مورد بررسی نمایش می‌دهند.

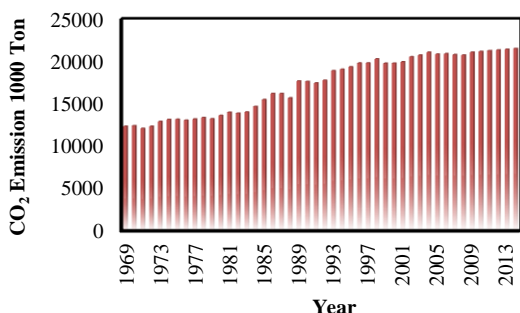


Figure 2- CO₂ emissions in the agriculture
شکل ۲- انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در کشاورزی

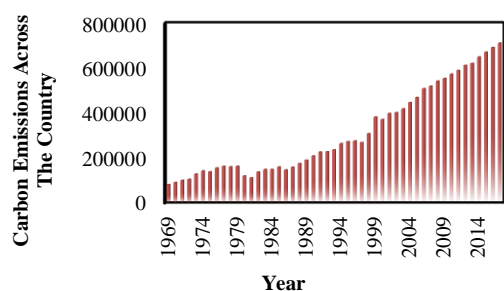


Figure 3- Carbon emissions across the country
شکل ۳- انتشار کربن کل کشور

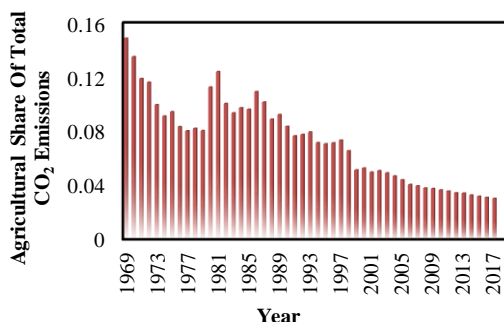


Figure 4- Agricultural share of total CO₂ emissions
شکل ۴- سهم کشاورزی از کل انتشار دی‌اکسیدکربن

مشخصات مدل

به منظور تخمین EKC برای کشاورزی، ارزش افزوده خالص به عنوان یک شاخص برای عملکرد اقتصادی در کشاورزی استفاده می‌گردد. تخریب محیط زیست به وسیله آلودگی با کمک شاخص انتشار کربن نشان داده شده است. برای بررسی اثر تغییرات اقلیمی از چهار شاخص بارش و دما و مجذور آن‌ها استفاده گردیده است؛ تا به این شکل بتوان تغییرات و واکنش‌ها را به وضوح نمایان ساخت. مدل مورد استفاده در این مطالعه، مدل

کاهش یافته، به ویژه ایران، به دسترسی محدود به داده‌ها مربوط می‌شود، مسئله محیط زیست و عملکرد اقتصادی در کشاورزی با بسیاری از متغیرهای مختلف مرتبط است. اما، دسترسی به این اطلاعات بسیار محدود و با شرایط عدم اطمینان همراه است. به عنوان یک شاخص تخریب محیط زیست، میزان تولید دی‌اکسیدکربن در هر ۱۰۰۰ هکتار از منطقه کشت شده، برای استان‌های مورد مطالعه استفاده می‌گردد. معادله دی‌اکسیدکربن، با استفاده از پتانسیل گرم شدن کره زمین (GWP)^۱، به نسبت جذب تابش و زمان ماندگاری در جو، بستگی دارد. در بسیاری از آمارها مقادیر مختلف گازهای گلخانه‌ای را نسبت به دی‌اکسید کربن مقایسه می‌کنند. این مطلب باعث خواهد شد، تا در بسیاری از مطالعات انتشار کربن برای همه مناطق قابل مقایسه باشد. این متغیر با تقسیم انتشار کربن دی‌اکسید معادل در هزار تن بر زمین کشاورزی استفاده شده (۱۰۰۰ هکتار) محاسبه می‌شود. ارزش خالص تولیدی بخش کشاورزی، به عنوان یک شاخص عملکرد اقتصادی (FAOstat, 2015) با تقسیم ارزش کل تولید بر جمعیت روستایی در هر استان توسط سازمان آمار حاصل شده است. NVA^۲ درآمد خالص مزرعه به عنوان توصیف بازده کشاورزی در نظر گرفته شده است. این متغیر شامل بازدهی خالص به تمام دارایی‌ها متعلق به صاحبان سهام و غیر صاحبان سهام می‌شود و میزان مشارکت کشاورزی را در فعالیت اقتصادی کلی کشور نمایش می‌دهد (Salois et al., 2011) که نشان دهنده ارزش کلی تولید کالاها و خدمات در بخش کشاورزی و پرداختی به بخش‌های دیگر (غیر کشاورزی) اقتصاد است و بیان‌گر ارزش افزوده تولید کشاورزی برای اقتصاد ملی است. از سوی دیگر این ارزش افزوده نشان دهنده مجموع پرداختی کشاورزی به همه عوامل تولید است؛ کارگر مزرعه، سرمایه‌گذاران، مالکان و مهندسين کشاورزی. با توجه به این تعریف، NVA شاخصی وسیعی از درآمد مزرعه است و بنابراین یک شاخص دقیق تولید کالاها و خدمات بخش کشاورزی است (Salois et al., 2011).

¹ Global Warming Potential

² Net Value Added

برای اثر ارزش افزوده بخش کشاورزی و مربع آن این نتایج انتظار می‌رود.

چارچوب نظری

مدل ARDL با بررسی داده‌ها و ایستایی آن‌ها به عنوان مدل پژوهش انتخاب شده است (Haug, 2002). مدل ARDL با توجه به مزایای متعددی مانند انعطاف‌پذیری در ادغام متغیرهای مختلف در بسیاری از مطالعات مورد استفاده قرار گرفته است. از مزایای این مدل می‌توان به امکان استخراج مدل تصحیح خطای پویا (ECM) از یک مدل ARDL، تنها به وسیله یک تبدیل خطی ساده اشاره نمود (Banerje et al., 1993). در نهایت با توجه به این نکته که مدل تخمین زده شده از همبستگی جزئی برخوردار است؛ مسئله درون‌زایی نیز مسئله‌ای جزئی خواهد بود. قبل از تجزیه و تحلیل و حل مدل، لازم است که به منظور بررسی صحت در داده‌های مورد استفاده و انتخاب مدل مورد بررسی، آزمون ریشه واحد برای آزمون مانایی و نامانایی در داده‌ها صورت پذیرد. آزمون ریشه واحد استفاده شده آزمون DF-GLS² است، که ویژگی اصلی آن قدرت بالا برای تجزیه و تحلیل طیف گسترده‌ای از گزینه‌های در دسترس است (Elliott et al., 1996). در تجزیه و تحلیل مقادیر F-statistic برای مدل ARDL برآورد شده، تا قابلیت تفسیر نتایج را داشته باشد. هدف اساسی آزمون برای بررسی وجود یک معادله انتشار کربن طولانی‌مدت در هر ۱۰۰۰ هکتار است. معادله ارزش افزوده خالص سرانه تحت فرضیه صفر (عدم وجود ارتباط بین متغیرها) تخمین زده می‌شود. آمار F با مقادیر بحرانی مقایسه شده است (Pesaran et al., 2001)، در ادامه با استفاده از معیار آکائیک تعداد بهینه وقفه‌ها صورت گرفته و بر اساس اطلاعات در دسترس تخمین صورت می‌گیرد. فرضیه صفر که بیان می‌کند، هیچ ارتباط طولانی‌مدتی بین انتشار کربن و سایر عوامل موجود وجود ندارد، قطعاً رد می‌گردد. این روش برای آن که مشخص گردد که ارزش خالص کشاورزی سرانه، متغیر وابسته است یا خیر در چند مرحله تکرار می‌گردد. هدف از تکرار این روابط تعیین متغیر وابسته به صورت دقیق در معادلات تمام

خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده ARDL¹ است. در این مدل هدف بررسی رابطه بین توسعه کشاورزی و تخریب محیط زیست با بررسی اثر متغیرهای تغییر اقلیمی در ۳۱ استان کشور است. فرم عمومی مدل مورد بررسی به صورت معادله ۱ است.

$$\ln C_{it} = f(\ln NVA_{it}, \ln NVA_{it}^2, \ln TE_{it}, \ln RE_{it}, \ln TE_{it}^2, \ln RE_{it}^2) \quad (1)$$

مدل بسط داده شده در این مطالعه به صورت معادله ۲ است.

$$\ln C_{it} = c_1 + \beta_{1t} \ln NVA_{it} + \beta_{2t} \ln NVA_{it}^2 + \beta_{3t} \ln TE_{it} + \beta_{4t} \ln RE_{it} + \beta_{5t} \ln TE_{it}^2 + \beta_{6t} \ln RE_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن، $\ln C_{it}$ به فرم لگاریتمی انتشار گازهای کربن در هر ۱۰۰۰ هکتار (در تن) در دوره it برای کشور نمونه اشاره دارد؛ $\ln NVA_{it}$ و $\ln NVA_{it}^2$ به ترتیب فرم لگاریتمی ارزش افزوده خالص سرانه بخش کشاورزی و فرم مربع آن، $\ln RE_{it}$ و $\ln TE_{it}$ فرم لگاریتمی بارش و دما و $\ln RE_{it}^2$ و $\ln TE_{it}^2$ فرم لگاریتمی مجذور بارش و دما به عنوان متغیرهای اقلیمی برای سال t و استان i است؛ u_t هم یک فرایند white noise برای زمان t را نشان می‌دهد. به طور پیش فرض و بر اساس نظریه فرضیه EKC که همان u معکوس در تقابل آلودگی و در آمد سرانه است، ضریب عملکرد اقتصادی در سرتاسر معادلات مثبت است در حالی که مربع شکل متغیر آن منفی است. علاوه بر این، معادلات با توجه به روابط دو جانبه فرم لگاریتمی ارزش افزوده خالص کشاورزی و شکل لگاریتمی انتشار کربن (طبق شکل ۱) نشان داده شده است. در گام بعد و در تکمیل فرم ارزیابی مدل نیاز است تا مدل تغییرات اقلیمی را نیز در خود لحاظ کند. به این منظور دو متغیر بارش و دما که از متغیرهای کلیدی اقلیم کشاورزی است در مدل وارد می‌شوند (معادلات ۳ و ۴).

$$\ln NVA_{it} = f(\ln C_{it}, \ln C_{it}^2, \ln TE_{it}, \ln RE_{it}, \ln TE_{it}^2, \ln RE_{it}^2) \quad (3)$$

بنابراین مدل مورد بررسی به صورت معادله ۴ باشد.

$$\ln NVA_{it} = c_1 + \beta_{1t} \ln C_{it} + \beta_{2t} \ln C_{it}^2 + \beta_{3t} \ln TE_{it} + \beta_{4t} \ln RE_{it} + \beta_{5t} \ln TE_{it}^2 + \beta_{6t} \ln RE_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

انتظار می‌رود، ضریب انتشار معادل دی‌اکسید کربن مثبت و مربع این متغیر منفی باشد، همانگونه که در مدل بالا

² Error Correction Model

³ Dickey-Fuller Generalized least squares

¹ Autoregressive Distributed Lag

نمادها شبیه به معادله ۶ هستند. در معادلات ۵ و ۶ این امکان که پارامترهای بلندمدت و همچنین پارامترهای کوتاه مدت مشخص گردد فراهم می‌باشد. به طور خاص برای رد فرضیه صفر که همان عدم وجود رابطه هم‌جمعی است نیاز است تا $\beta_1 = \dots = \beta_5 = 0$ از سوی دیگر شرط لازم برای تأیید رابطه هم‌جمعی عبارت است از $\beta_1 \neq \dots \neq \beta_5 \neq 0$. آزمون مورد نیاز برای بررسی وجود رابطه هم‌جمعی بر اساس آماره F محاسبه شده و در مقایسه با مقادیر کرانه‌های بحرانی بررسی می‌شوند. کرانه بحرانی بالا (UCB) تحت شرایطی است که رگرسیون‌ها $I(1)$ یا $I(0)$ هستند، در حالی که کرانه بحرانی پایین تنها در شرایطی که تخمین‌گرها همگی $I(0)$ باشند، استفاده می‌شود. مقادیر بحرانی مورد استفاده در این مطالعه توسط (Narayan, 2005) توسعه داده شد. اگر آماره F بیش از کرانه بحرانی بالا باشد، وجود رابطه هم‌جمعی تأیید خواهد شد پس از تأیید وجود وجود رابطه هم‌جمعی، رابطه بلندمدت مدل $ARDL(p,q,r,s,w)$ (معادله ۲) به وسیله معادله ۷ تخمین زده و تحلیل می‌گردد.

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{it} = & \alpha_{ic} + \sum_{k=1}^p \phi_{11ik} \Delta \ln C_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \phi_{12ik} \Delta \ln NVA_{it-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{13ik} \Delta \ln NVA_{it-k}^2 \\ & + \sum_{k=1}^p \phi_{14ik} \Delta \ln TE_{it-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{15ik} \Delta \ln RE_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \phi_{16ik} \Delta \ln TE_{it-k}^2 + \sum_{k=1}^p \phi_{17ik} \Delta \ln RE_{it-k}^2 \\ & + \lambda_{1i} ECT_{it-1} + u_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

علاوه بر این، برای مدل $ARDL(p,q,r,s,w)$ (معادله ۴) رابطه بلندمدت به صورت معادله ۸ باید محاسبه شود.

$$\begin{aligned} \Delta \ln NVA_{it} = & c_1 + \sum_{k=1}^p \phi_{21ik} \Delta \ln NVA_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \phi_{22ik} \Delta \ln C_{it-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{23ik} \Delta \ln C_{it-k}^2 \\ & + \sum_{k=1}^p \phi_{24ik} \Delta \ln TE_{it-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{25ik} \Delta \ln RE_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \phi_{26ik} \Delta \ln TE_{it-k}^2 + \sum_{k=1}^p \phi_{17ik} \Delta \ln RE_{it-k}^2 \\ & + \lambda_{2i} ECT_{it-1} + u_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

استان‌های مورد بررسی است. در مدل‌های هم‌جمعی نیاز است تا با تغییر در ضرایب به صورت غیرسیستمی متغیرها در جایگاه وابسته و مستقل مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند. پس از تعیین وجود رابطه هم‌جمعی، مدل اصلاح خطای نامحدود (UECM)^۱ برای تخمین انتخاب گردید. انتخاب تعداد وقفه بهینه بر اساس روش و چارچوب کلی اشاره شده صورت پذیرفته است. مدل $ARDL$ به کار گرفته شده در این مطالعه اصلاح گردیده است. به طوری که همبستگی سریالی باقی مانده و مشکلات درون‌زایی به طور هم‌زمان تصحیح شود. مدل نهایی مورد استفاده این مطالعه به صورت معادله ۵ می‌باشد.

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \ln NVA_{i,t-1} + \beta_2 NVA_{i,t-1}^2 + \beta_3 \ln TE_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \ln RE_{i,t-1} + \beta_5 \ln TE_{i,t-1}^2 + \beta_6 \ln RE_{i,t-1}^2 \\ & + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta \ln NVA_{i,t-j} + \sum_{r=1}^{q-1} \delta_{ir} \Delta \ln NVA_{i,t-r}^2 \\ & + \sum_{s=1}^{v-1} \epsilon_{is} \Delta \ln TE_{i,t-s} + \sum_{w=1}^{x-1} \theta_{iw} \Delta \ln RE_{i,t-w} \\ & + \sum_{l=1}^{x-1} \tau_{il} \Delta \ln TE_{i,t-l}^2 + \sum_{m=1}^{x-1} \pi_{im} \Delta \ln RE_{i,t-m}^2 + u_{ij} \end{aligned} \quad (5)$$

را نشان می‌دهند، Δ نیز نشان‌گر تفاضل متغیر مورد استفاده است و p نشان‌دهنده تعداد وقفه است که توسط معیارهای تعیین تعداد وقفه بهینه مانند آکائیک (AIC)^۲ و بی‌زین شوارتز (SBC)^۳ تعیین می‌گردد. اگر مقدار خالص ارزش‌افزوده در بخش کشاورزی متغیر وابسته تعیین گردد، مدل به شکل معادله ۶ تغییر داده می‌شود.

$$\begin{aligned} \Delta \ln NVA_{it} = & \alpha_i + \beta_1 \ln C_{i,t-1} + \beta_2 \ln C_{i,t-1}^2 + \\ & \beta_3 \ln TE_{i,t-1} + \beta_4 \ln RE_{i,t-1} + \beta_5 \ln TE_{i,t-1}^2 \\ & + \beta_6 \ln RE_{i,t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta \ln C_{i,t-j} \\ & + \sum_{r=1}^{q-1} \delta_{ir} \Delta \ln C_{i,t-r}^2 + \sum_{s=1}^{v-1} \epsilon_{is} \Delta \ln TE_{i,t-s} \\ & + \sum_{w=1}^{x-1} \theta_{iw} \Delta \ln RE_{i,t-w} + \sum_{l=1}^{x-1} \tau_{il} \Delta \ln TE_{i,t-l}^2 \\ & + \sum_{m=1}^{x-1} \pi_{im} \Delta \ln RE_{i,t-m}^2 + u_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

¹ Unrestricted Error Correction Model

² Akaike Information Criterion

³ Bayesian Information Criterion

درجات بالاتر تفاضل، این امکان به وجود می‌آورد تا از مدل همجمعی ARDL استفاده شود. در گام بعد آزمون هم‌انباشتگی برای داده‌های استانی انجام گردید. برای این منظور از آماره "پدرونی" استفاده شده و برای هر دو سری مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی و انتشار دی‌اکسیدکربن به عنوان متغیر وابسته آزمون صورت پذیرفت که نتایج در جدول ۲ نمایش داده شده است. آمار F در جدول ۲ با مقادیر بحرانی ارائه شده در آزمون "ایم، شین و پسران" مقایسه می‌شود. نتیجه آزمون وابسته به انتخاب تعداد وقفه‌ها است، بنابراین، مدل شرطی را با اعمال حداکثر چهار وقفه تخمین زده می‌شود. تعداد وقفه با استفاده از معیار آکائیک برای انتخاب تعداد مطلوب وقفه‌ها، مشخص می‌گردد.

Table 2- The results of the co-integration tests

جدول شماره ۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی		
Alternative hypothesis (within-dimension)		
Panel v-Statistics	-3.102***	-3.305***
Panel PP rho-Statistics	2.232**	2.848**
Panel PP-Statistics	-2.741***	-1.198
Panel ADF-Statistics	-2.0159**	-1.031
Alternative hypothesis (between-dimension)		
Group PP rho-Statistics	3.528***	4.178***
Group PP-Statistics	-2.983***	-1.291*
Group ADF-Statistics	-1.889**	-0.920

***, **, * Significant at 1, 5 and 10 levels per cent respectively.

***, **, *: به ترتیب معنی دار در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

در این مطالعه فرضیه صفر، که نشان‌دهنده عدم وجود ارتباط طولانی‌مدت بین معادله انتشار کربن - مقدار خالص کشاورزی در سرانه است، قطعا رد می‌شود؛ چرا که هم تئوری و هم اطلاعات در دسترس نشان از وجود رابطه می‌باشد. این روش برای این مورد که عملکرد اقتصادی در مقادیر سرانه متغیر وابسته در نظر گرفته شود، نیز تکرار شد. در این مورد باید تأکید کرد که تنها در یکی از دو مدل تخمین زده شده ادغام صورت پذیرفته است. بنابراین، یک رابطه طولانی‌مدت برای داده‌های استان‌های کشور معتبر است. بنا بر نتایج به دست آمده از جدول ۲، در هر دو گروه از تخمین‌های صورت گرفته قالب آماره‌های تخمینی در سطح ۱ درصد معنی‌دار بوده و به همین دلیل فرض صفر به معنی عدم وجود رابطه هم‌جمعی در هر دو مدل تخمینی رد می‌شود. در معادله ۱ تمام آماره‌های محاسباتی معنی‌دار بوده که نشان می‌دهد که رابطه‌ای

معادلات ۵ و ۶ همانطور که در بالا ذکر شد شامل ارتباط پویای کوتاه‌مدت می‌شود که برای آزمون حساسیت، ثبات پارامتر و مناسب بودن از مجموع تجمعی مربع‌های مجدد بازگشتی (CUSUM)^۱ و توان دوم تجمعی مربع‌های مجدد بازگشتی (CUSUMSQ)^۲ استفاده می‌شود. پویایی کوتاه‌مدت برای تضمین ثبات ضرایب بلندمدت (Pesaran, 1997) ضروری است.

نتایج و بحث

در این مطالعه تلاش می‌شود تا اعتبار مدل کوزنتس در محیط زیست برای استان‌های کشور بررسی و در کنار این رابطه ارتباطی معکوس و برخلاف منحنی محیط زیستی کوزنتس آزمون گردد. نخستین گام در روش شناسی شامل انجام آزمون ریشه واحد (جدول ۱) است، نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای تمام متغیرها با استفاده از آزمون "ایم، شین و پسران" و "آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته" در جدول ۱ آورده شده است. متغیرهای مورد بررسی برای تمام آزمون‌ها در سطح نایستا بوده و تنها متغیر دما با استفاده از آزمون "ایم، شین و پسران" در سطح ایستا شده است. سایر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا گردیده‌اند.

Table 1- Single root test

جدول ۱- آزمون ریشه واحد

Variable	In level		1differences	
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient
C	0.177	-0.88	-1.642**	-5.335***
C ²	-0.644	-1.56	-2.031**	-7.059***
NVA	-1.801	0.862	-2.395***	-7.161***
NVA ²	-0.975	0.202	-1.523*	-2.119**
RE	-1.208	0.649	-3.706*	-6.684***
TE	-3.376***	0.432	-1.386***	-3.853***
RE ²	0.905	0.940	-2.457*	-6.323***
TE ²	-0.945	1.378	-1.530***	-3.663***

***, **, * are significant at levels 1, 5 and 10%.

***, **, *: معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰٪ است.

همان‌طور که توسط نتایج جدول ۲ ارائه شده است، تمام سری‌های زمانی در سطح نایستا هستند (به جز یک مورد آزمون ایم و شین و پسران در مورد دما) و بعد از اولین تفاضل مانا می‌شوند. فقدان تفاضل مرتبه ۲، I(2) یا

¹ Cumulative Sum

² Cumulative Sum Of Squares

توان مدل در برازش بهتر شرایط واقعی دارد. گام بعدی تجزیه و تحلیل شامل ارزیابی مدل‌های اصلاح خطا استان‌های کشور است. ضرایب به دست آمده نشان از وجود رابطه کوزنتس در میان متغیر دی‌اکسیدکربن و ارزش افزوده بخش کشاورزی است. به معنایی دیگر انتظار می‌رود، با افزایش ارزش محصولات کشاورزی تولیدی انتشار دی‌اکسیدکربن تا سطحی معین افزایش یافته و در ادامه با افزایش محصولات تولیدی و کسب درآمد بالاتر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن کاهش خواهد یافت. این رابطه معکوس در مدل دوم وجود ندارد و بر عکس با افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن میزان تولید محصولات کشاورزی با افزایش مواجه خواهد بود.

Table 4- The results of Short-term relationship
جدول ۴- نتایج روابط کوتاه‌مدت

NVA dependent variable				
Variables	Coefficient	S.E	Statistic	Probability
ECT	-0.866	0.053	-16.33	0.000
D1.C	0.037	0.111	3.280	0.001
D1.C ²	0.002	0.001	2.260	0.024
D1.RE	0.038	0.033	1.140	0.253
D1.TE	-0.302	0.103	-2.940	0.003
D1.RE ²	0.095	0.038	2.520	0.012
D1.TE ²	-0.015	0.002	-6.690	0.000
CONS	6.174	0.380	16.25	0.000
CO ₂ dependent variable				
Variables	Coefficient	S.E	Statistic	Probability
ECT	-0.900	0.059	-15.32	0.000
D1.NVA	4.363	9.419	0.460	0.643
D1.NVA ²	-0.312	0.598	-0.52	0.602
D1.RE	0.573	0.282	2.030	0.042
D1.TE	-5.408	0.900	-6.01	0.000
D1.RE ²	0.203	0.268	0.760	0.448
D1.TE ²	-0.099	0.033	-2.95	0.003
CONS	1.981	1.302	0.152	0.000

این امر نشان می‌دهد، هر چند امکان وجود رابطه دو طرفی بین ضرایب وجود دارد؛ اما این رابطه به معنای منطقی بودن ضرایب و پیروی از اصول تئوریک نیست. ضرایب به دست آمده برای متغیرها در هر دو مدل از

بلندمدت و قوی میان متغیرها وجود دارد. در معادله ۲، این قطعیت کمتر بوده؛ با این وجود غالب آماره‌های محاسباتی حداقل در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند. بر اساس نتایج به دست آمده در جدول ۳ رابطه هم‌جمعی بلندمدت تأیید می‌گردد. در این مرحله نیاز است، تا رابطه هم‌جمعی بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل تخمین زده شود. از آن جا که متغیرهای مورد استفاده با استفاده از رابطه Ln و به صورت لگاریتمی به دست آمده است؛ ضرایب به دست آمده در حقیقت کشش متغیرهای مورد بررسی هستند و در تفسیر این ضرایب از عبارت کشش استفاده می‌گردد. با استفاده از متغیرهای به دست آمده می‌توان تا ۹۰ درصد تغییرات متغیرهای وابسته را در هر دو مدل تفسیر نمود، که نشان از قدرت بالای متغیرهای مورد استفاده در مطالعه در تفسیر ضرایب است.

Table 3- The results of long-term relationships.

جدول ۳- نتایج روابط بلندمدت			
NVA dependent variable			
Variable	Coefficient	Standard error	Statistic
C	-0.103***	0.007	-14.68
C ²	-0.001	0.001	-0.970
RE	0.346***	0.012	29.930
TE	0.692***	0.143	4.830
RE ²	0.084*	0.046	1.830
TE ²	0.015***	0.004	3.330
CO ₂ dependent variable			
Variable	Coefficient	Standard error	Statistic
NVA	5.033***	3.671	13.63
NVA ²	-0.027***	0.232	-11.75
RE	2.461***	0.103	23.880
TE	5.756***	1.092	5.270
RE ²	0.953***	0.347	2.750
TE ²	0.103***	0.033	3.140

***, **, * are significant at levels 1, 5 and 10%.

***, **, * معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰٪ است.

در ادامه مدل ECM یا مدل تصحیح خطا برای هر دو معادله برآورد گردید. نتایج حاصل در جدول ۴ نشان داده شده است. در این جدول به وضوح می‌توان مشاهده نمود، مدلی که متغیر وابسته آن انتشار دی‌اکسیدکربن است سطوح و تعداد متغیرهای معنی‌دار بیشتری را شامل می‌شود؛ و تعداد بیشتر این متغیرهای معنی‌دار نشان از

خطا دارای علامت منفی نشان می‌دهد که هر انحراف از تعادل بلندمدت بین متغیرها $۸۸/۶\%$ و ۹۰% تغییرات را اصلاح نموده و مدل به سطح تعادل بلندمدت باز خواهد گشت. هر تغییر از الگوی بلندمدت در دوره بعدی تقریباً به شکل کامل اصلاح خواهد گردید. این مقدار بالا برای ضریب تصحیح خطا کاملاً منطقی است، چرا که به خوبی می‌تواند از طریق سطح استفاده از منابع در دسترس میزان شوک وارده را اصلاح نموده و به سطح تعادل بازگردد. در گام بعد، نیاز است تا پایداری روابط در این مطالعه مورد بررسی قرار گیرد. برای این امر از آزمون CUSUM و SCUSUM استفاده می‌شود. شکل‌های ۵ و ۶ برای مدل با متغیر وابسته ارزش افزوده بخش کشاورزی و نمودارهای ۷ و ۸ برای مدل با متغیر وابسته انتشار دی‌اکسیدکربن مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج نشان از پایداری هر دو مدل دارد، به عبارت ساده‌تر تخمین‌ها پایدار هستند.

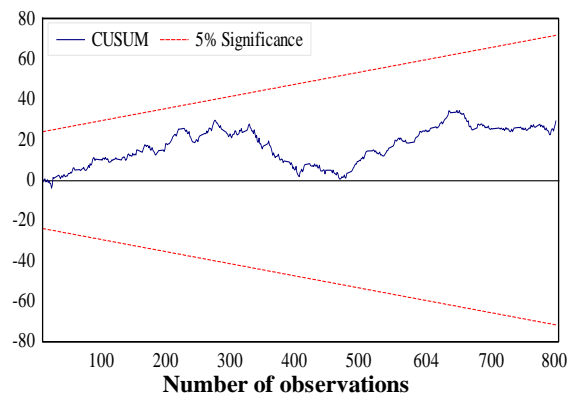


Figure 5- CUSUM graph - NVA dependent variable

شکل ۵- نمودار CUSUM (متغیر وابسته NVA)

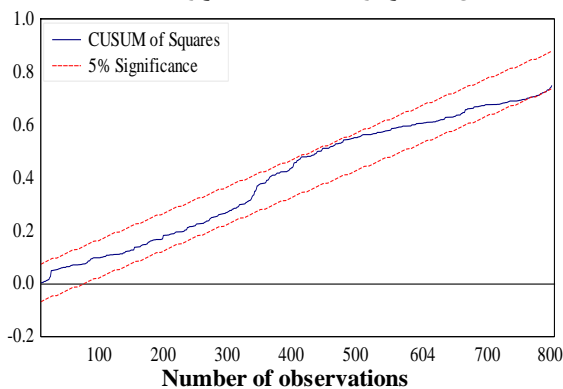


Figure 6- Graph CUSUMS of Squares (NVA dependent variable)

شکل ۶- نمودار CUSUMS (متغیر وابسته NVA)

علامت‌های یکسان تبعیت می‌کنند و نشان از ارتباط نزدیک دو مدل در کنار یکدیگر دارد. بی‌شک شباهت علامت‌ها و نزدیکی ضرایب در ۲ مدل با وجود تفاوت‌های تئوریک بسیار بالا دارای اهمیت است. با این حال رفتار مشابه دو مدل نشان از ارتباط بین متغیرهای مورد بررسی دارد. در مورد ضرایب به دست آمده برای دما و بارندگی نتایج به دست آمده مطابق انتظار است. از افزایش تولید با کاهش دمای میانگین و افزایش سطح بارندگی در سطح استان‌های کشور که در تئوری و مطالعات پیشین نیز مطابق همین نتایج به دست آمده است. در این مطالعه با وجود اهمیت بالا از متغیر آب استفاده نشده است، چرا که با در نظر گرفتن این نهاد به طور تلویحی، اثرات تغییر اقلیم بر میزان آب در دسترس در مناطق مختلف کشور نادیده گرفته می‌شود؛ که با اهداف این مطالعه مطابقت ندارد. ضریب توان دوم دما در دو مدل دارای ضرایب منفی و نشان از اثرگذاری بالای متغیر دما در کشور دارد. امری که با توجه به دوره‌های بلندمدت خشکسالی در کشور نمود بالایی می‌یابد. در مورد رابطه این توان دوم دما و انتشار دی‌اکسیدکربن لازم است این نکته در نظر گرفته شود که افزایش دما با مصرف بالای نهاده‌های دیگر در جهت مقابله با آسیب‌های احتمالی همراه است و با افزایش مصرف کودها و آب که غالباً در کشور از کود نیترا ته و فسفات‌ها استفاده می‌شود، انتظار رشد انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌رود. از اثرات کودهای شیمیایی می‌توان به انتشار مستقیم گازهای دیگر گلخانه‌ای از جمله گاز متان ناشی از تجزیه مواد اشاره نمود. به عبارتی با افزایش دما در ابتدا انتظار به کاهش و در ادامه افزایش تولید محصولات کشاورزی و بالطبع آن انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌رود. ضریب مثبت برای توان دوم متغیر بارش نیز نشان از اثر مثبت افزایش و تغییرات بارش بر کاهش آلاینده‌گی محیط زیست و افزایش ارزش تولید محصولات کشاورزی دارد. یکی از یافته‌های کاربردی از جدول ۳، ضریب اصلاح خطا می‌باشد که مقداری قابل توجه است. این مقدار بالا نشان از آن دارد که در هر مرحله با اقداماتی می‌توان در سال زراعی بعد اصول کاری را بهبود بخشید که شاخصی متناسب در تحلیل و اتخاذ سیاست‌های عادی محسوب می‌گردد. علاوه بر این، اصلاح

در این مطالعه به جای استفاده از ارزش افزوده کل کشور تنها از بخش کشاورزی به عنوان شاخص اقتصادی استفاده شد و در کنار آن با در نظر گرفتن انتشار دی‌اکسید کربن زمین‌های زراعی کشور تحلیل صورت گرفت. در حقیقت میزان انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان متغیر تخریب محیط زیست در نظر گرفته شده است. پدیده‌های بسیاری از جمله تغییر کاربری زمین، کشت محصولات مختلف، استفاده از ماشین‌آلات متفاوت و مصرف بالای سوخت‌های فسیلی در کنار استفاده از کودهای شیمیایی به تغییر در انتشار کربن متعادل در جو می‌گردد؛ که در این مطالعه به عنوان یک مسئله اساسی مورد تحلیل قرار می‌گیرد. بنابراین، در سیاست‌گذاری نیاز است تا به اهمیت انتشار گازهای گلخانه‌ای از جمله گاز دی‌اکسید کربن توجه لازم مبذول گردد. فن‌آوری‌های موجود و شیوه‌های مدیریتی برای کشاورزان، اگر به طور مؤثر استفاده شوند، ممکن است بخش کشاورزی را به شیوه‌ای پایدار هدایت کند و از این طریق می‌تواند مزایای اقتصادی و محیط زیستی را برای این کشورها فراهم کند. باید اشاره کرد، با وجود استفاده مداوم از ورودی مزرعه، پیاده‌سازی فن‌آوری‌های جدید و شیوه‌های مدیریتی کشاورزان امری دشوار است. عدم اطمینان در مورد محدودیت‌های بهره‌وری کشاورزی، دستاوردهای محدودیت‌های محیط زیستی فیزیکی و بیولوژیکی بسیار بالاست. اگرچه به نظر می‌رسد، بازده سیاست به دلیل نوآوری‌های تکنولوژیکی، که توسط کشاورزان استفاده شده است، به عنوان مثال کشاورزی دقیق (که ممکن است به هزینه‌های کم (بدون سود) منجر شود) بهبود یافته است. هدف اصلی ابزارهای سیاست محیط زیستی باید به منظور پایداری از نظر عملکرد زراعی و اکولوژیکی همراه با عملکرد اقتصادی در کشاورزی برای کشور باشد. کارآیی سیاست و بازار و همچنین استفاده از زمین‌های کشاورزی نه تنها به تغییرات مقطعی در محیط فیزیکی بلکه تغییرات زمانی در تغییرات اقلیمی نیز بستگی دارد. بنابراین، به عنوان یک موضوع تحقیق در آینده می‌توان به بررسی در مورد بهره‌وری انتشار کربن برای بخش کشاورزی برای همه استان‌های با کمک تکنیک‌های برنامه‌ریزی ریاضی اشاره کرد. امری که در کنار استفاده از سیستم‌های چند معیاره می‌تواند منجر به اتخاذ سیاست‌های

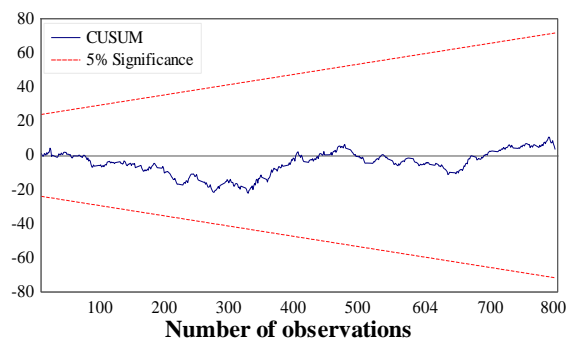


Figure 7- CUSUM graph (CO₂ dependent variable)

شکل ۷- نمودار CUSUM (متغیر وابسته دی‌اکسید کربن)

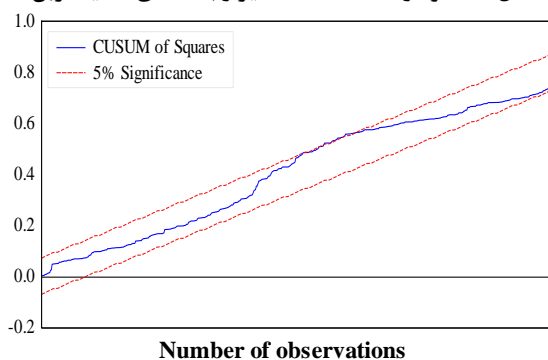


Figure 8- CUSUMSQ graph (CO₂ dependent variable)

شکل ۸- نمودار CUSUMSQ (متغیر وابسته دی‌اکسید کربن)

نتیجه‌گیری

فرضیه منحنی محیط زیستی کوزنتس، موضوع بسیاری از مطالعات در سالیان اخیر را به خود اختصاص داده است. در طی چند دهه گذشته، بهره‌وری کربن مسئله اولویت نه تنها برای کشاورزی بلکه برای بخش‌های دیگر اقتصاد است؛ در حالی که ابزارهای سیاست‌گذاری باید به رشد پایدار همراه با محدودیت در تخریب محیط زیست توجه کنند. بنابراین، تنوع فضایی در زمینه کشاورزی، مطالعه بروز تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی با در نظر گرفتن ویژگی‌های منطقه‌ای کشور و حتی در نواحی کوچکتر ضروری به نظر می‌رسد. در این شرایط، یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که مقامات مدیریت کشور باید سیاست‌های محتاطانه و مؤثر برای حفظ محیط زیست پاک و سبز از یک سو و بهبود وضعیت اجتماعی از طریق استفاده کارآمد از همه منابع موجود اهتمام ورزند. نوآوری این مطالعه در استفاده از منحنی محیط زیستی کوزنتس و آزمون فرضیه آن تکیه بر داده‌های موجود بخش کشاورزی است؛ به گونه‌ای که

واگذاری امور مدیریتی و کنترلی به کشاورزان تنظیم نماید و سعی در استفاده از ظرفیت‌های کشاورزان در گذار از کشاورزی سنتی به کشاورزی مدرن داشته باشد.

منابع

- Abrihami, H., Mehrara, M., Tamaddonnejad, A.R. 2009. The study of the relationship between foreign trade and economic growth in developing countries: The method of generalized moments. *Knowledge and Development*, 16(26): 44-62. (In Farsi).
- Abson, D. J., Termansen, M., Pascual, U., Aslam, U., Fezzi, C., Bateman, I. 2014. Valuing climate change effects upon UK agricultural GHG emissions: spatial analysis of a regulating ecosystem service. *Environmental and Resource Economics*, 57(2): 215-231.
- Aghaei, M., Rezagholizadeh, M., Bagheri, F. 2013. The effect of human capital on economic growth: The case of Iran's provinces. *Research and Planning in Higher Education*, 19 (1): 21-44. (In Farsi).
- Al Sayed, A. R., Sek, S. K. 2013. Environmental Kuznets Curve: Evidences from. *Applied Mathematical Sciences*, 7(22): 1081-1092.
- Alamdarlo, 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.
- Ang, J. B. 2007. CO₂ emissions, energy consumption, and output in France. *Energy policy*, 35(10): 4772-4778.
- Apergis, N. 2016. Environmental Kuznets curves: New evidence on both panel and country-level CO₂ emissions. *Energy Economics*, 54, 263-271.
- Askarizadeh, S.M., Mozaffari, G.A., Mazidy, A. 2017. Projections of variation in precipitation extreme values in Sabzevar by LARS-WG downscaling model during 2011-2030 to 2046-2065. *Natural Geography*, 9(34): 63-82. (In Farsi).
- Azam, M. 2016. Does environmental degradation shackle economic growth? A panel data investigation on 11 Asian countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 65, 175-182.
- Azam, M., Khan, A. Q. 2016. Testing the Environmental Kuznets Curve hypothesis: A comparative empirical study for low, lower middle, upper middle and high income countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 63: 556-567.
- Beck, K. A., Joshi, P. 2015. An analysis of the environmental Kuznets curve for carbon dioxide emissions: evidence for OECD and Non-OECD countries. *European Journal of Sustainable Development*, 4(3): 33-45.
- Beckerman, W. 1992. Economic growth and the environment: Whose growth? Whose environment?. *World development*, 20(4): 481-496.
- Coderoni, S., Esposti, R. 2011a. EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources. Italy.
- Coderoni, S., Esposti, R. 2011b. Long-term agricultural GHG emissions and economic growth: the agricultural Environmental Kuznets curve across Italian regions. In: Paper Presented at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty: Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources. August 30 to September 2, 2011 ETH, Zurich, Switzerland.
- Dietz, S., Adger, W. N. 2003. Economic growth, biodiversity loss and conservation effort. *Journal of Environmental Management*, 68(1): 23-35.
- Dinda, S. 2004. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological economics*, 49(4): 431-455.
- Ehsani, S., Kooch, Y., Akbarinia, M. 2019. The Effect of Forest Land Use Change on Soil Quality Characteristics and Carbon Dioxide Emission. *Iranian Journal of Soil and Water Research*, 50(5): 1063-1072. (In Farsi).
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., Stock, J. H. 1992. Efficient tests for an autoregressive unit root. *National Bureau of Economic Research*.
- EurActiv, 2016. Agriculture and Climate Change: the Role of the New Cap. Special report 25-29 January 2016.
- European Commission. 2013. European Commission Agricultural Policy Perspectives Brief N 5*/December 2013: Overview of CAP Reform 2014-2020. DG Agriculture and Rural development, Unit for Agricultural Policy Analysis and Perspectives, European Union (2013)
- Faostat. 2015. Food and Agriculture Organization of the United Nations Statistics Division. Economic and Social Development Department. Viale delle Terme di Caracalla, 00153 Rome, Italy.

- Farhani, S., Mrizak, S., Chaibi, A., Rault, C. 2014. The environmental Kuznets curve and sustainability: A panel data analysis. *Energy Policy*, 71, 189-198.
- Figueroa B, E. and Pastén C, R., 2009. Country specific environmental Kuznets curves: A random coefficient approach applied to high-income countries. *Estudios de Economía*, 36(1): 5-32.
- Galeotti, M., Lanza, A. 2005. Desperately seeking environmental Kuznets. *Environmental Modelling and Software*, 20(11): 1379-1388.
- Haug, A. A. 2002. Temporal aggregation and the power of cointegration tests: a Monte Carlo study. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 64(4): 399-412.
- Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., Hendry, D. 1993. Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. OUP Catalogue. 342.
- Jahangard, E., Daneshmand, A., Panahi, S., Nikbin, B. 2017. The Effect of foreign direct investment on Iran's Economic Growth: Pajula's model augmentation. *Financial Economics (Financial and Development Economics)*: 11(4): 95-115. (In Farsi).
- Khanna, N., Plassmann, F. 2004. The demand for environmental quality and the environmental Kuznets Curve hypothesis. *Ecological Economics*, 51(3-4): 225-236.
- López-Menéndez, A. J., Pérez, R., Moreno, B. 2014. Environmental costs and renewable energy: Re-visiting the Environmental Kuznets Curve. *Journal of environmental management*, 145: 368-373.
- Managi, S. 2006. Are there increasing returns to pollution abatement? Empirical analytics of the Environmental Kuznets Curve in pesticides. *Ecological Economics*, 58(3): 617-636.
- Mao, C., Zhai, N., Yang, J., Feng, Y., Cao, Y., Han, X., Meng, Q. X. 2013. Environmental Kuznets curve analysis of the economic development and nonpoint source pollution in the Ningxia Yellow River irrigation districts in China. *BioMed research international*, 2013.
- Mozaffari, M., Parhizkari, A., Hoseini Khodadadi, M., Parhizkari, R. 2015. Economic Analysis of the Effects of Climate Change Induced by Greenhouse Gas Emissions on Agricultural Productions and Available Water Resources (Case Study: Down Lands of the Taleghan Dam). *Agricultural Economics and Development*, 29(1): 68-85. (In Farsi).
- Narayan, P. K. 2005. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied economics*, 37(17): 1979-1990.
- Pesaran, M. H. 1997. The role of economic theory in modelling the long run. *The Economic Journal*, 107(440): 178-191.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3): 289-326.
- Pishbahar, E., Darparnian, S., Ghahremanzadeh, M. 2015. Effects of climate change on maize yield in Iran: Application of spatial econometric approach with panel data. *Journal of Agricultural Economics Research*, 26: 83-106. (In Farsi).
- Pourghasemian, N., Moradi, R. 2016. Greenhouse Gases Emission and Global Warming Potential as Affected by Chemical Inputs for Main Cultivated Crops in Kerman Province: Pi-Horticultural Crops. *Agroecology*, 9(3): 689-704. (In Farsi).
- Retrieved from <http://ec.europa.eu/agriculture/cap-post-2013>
- Roca, J., Alcántara, V. 2001. Energy intensity, CO2 emissions and the environmental Kuznets curve. The Spanish case. *Energy policy*, 29(7): 553-556.
- Salois, M., Moss, C., Erickson, K. 2011. Farm income, population and farmland prices: a relative information approach. *European Review of Agricultural Economics*, 39(2): 289-307.
- Shafik N, Bandyopadhyay S. 1992. Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence. Background paper for the World Development Report 1992, The World Bank.
- Stern, D. I. 1998. Progress on the environmental Kuznets curve?. *Environment and development economics*, 3(2): 173-196.
- Stern, D. I. 2014. The environmental Kuznets curve: A primer (No. 450-2016-34062).
- Taheri, F., Mousavi, S.N., Farajzadeh, Z. 2012. Analyzing trade impact on pollution emission in selected developing countries. *Journal of Agricultural Economics Research*, 14: 47-67. (In Farsi).
- Todaro, M. P. 1977. *Economic Development in the Third World: An introduction to problems and policies in a global perspective*. Pearson Education.
- Vaseghi, E., Esmaeili, A. 2010. Investigation of the Determinant of CO₂ Emission in Iran (Using Environmental Kuznets curve). *Journal of Environmental Studies*, 35(52): 47-67. (In Farsi).



The relationship between agricultural production and environmental indices with emphasis on climate change

A. Soltani-Zoghi¹, H. Ghaderzadeh^{2*}

Received: 02/11/2019

Accepted: 01/08/2020

Abstract

Quantification of the adverse effects of climatic and environmental indices on agricultural production is quite important in agrometeorology and economics sciences. The aim of current study is to investigate the interaction carbon dioxide emissions, as an indicator of environmental degradation, and crop production. For this purpose, panel data for 31 provinces of Iran during the period of 1977-2018 using Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model were applied. Based on the statistical analysis, the negative coefficient of agricultural value added term in long and short term periods, i.e. -0.027 and -0.312, respectively, the Kuznets environmental curve (EKC) hypothesis was confirmed in the agricultural sector of study regions. The results showed that, almost 90% of the agricultural production shocks might be mitigated over one period (e.g. growing season) and will return to their long-term equilibrium levels in less than two periods. The coefficients of precipitation and temperature terms in greenhouse gas emissions equation were determined -0.038 and -0.302 respectively, indicating the significant impact of climatic variables on emission. Further studies on interaction of coping pattern and machinery utilization on emission and agricultural production are recommended.

Keywords: Agricultural Value-Added, ARDL Model, CO₂, Kuznets Environmental Theory



¹ Ph. D. Student of Natural Resources and Environmental Economics, Department of Agricultural Economic, College of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran

² Assistant Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

(*Corresponding Author Email Address: Hamedar2002@uok.ac.ir)