اقتصاد کشاورزی / جلد ۹/ شماره ۳/ صفحه‌های ۱۶۱-۱۴۱

آزمون ارتباطات پیشین و پسین رشد کشاورزی و فشار بر منابع طبیعی در ایران

حامد نجفی علمدارلو و الهام سفلایی شهربابک[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/۰۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۵/۲۷

چکیده

کشاورزی و منابع طبیعی یک وابستگی و ارتباط دو سویه با هم دارند، و هدف این پژوهش نیز بررسی و تبیین میزان این وابستگی و رابطه بین بخش کشاورزی و منابع طبیعی در قالب رابطه‌های پیشین و پسین بین این دو بخش است. از این رو وابستگی بین مصرف آب در بخش کشاورزی و ارزش‌افزوده سرانه این بخش برای تبیین ارتباط پیشین و رابطه بین انتشار دی‌اکسید کربن در این بخش و ارزش‌افزوده سرانه بخش کشاورزی، به عنوان ارتباط پسین مورد ارزیابی قرار گرفته است. برای آزمون این رابطه‌ها از نظریه کوزنتس استفاده شده است. از آمار و اطلاعات استان‌های ایران در بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲ و با استفاده از روش داده‌های ترکیبی و روش اقتصادسنجی فضایی، برآوردهای لازم انجام شده است. نتایج نشان داد که یک رابطه U معکوس بین انتشار دی‌اکسید کربن و ارزش‌افزوده و همچنین بین مصرف آب و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران وجود داشته است. همچنین نتایج برآورد فضایی نشان داد که در هر دو رگرسیون برآورد شده، وجود اثر فضایی مورد تایید بوده است. از این رو یک رابطه مستقیم بین میزان انتشار CO_2 در یک منطقه، بر روی انتشار آن در مناطق مجاور وجود داشته است. این رابطه در مورد مصرف سرانه آب نیز وجود داشته است. حال با توجه به تایید منحنی کوزنتس در استان‌های ایران، تداوم رشد کشاورزی می‌تواند منجر به کنترل انتشار CO_2 و افزایش بهره‌وری ارزشی آب در این بخش شود.

طبقه‌بندی JEL: Q5، Q25 ، C21.

واژه‌های کلیدی: مصرف آب، انتشار دی‌اکسید کربن، منحنی زیست محیطی کوزنتس، اقتصادسنجی فضایی

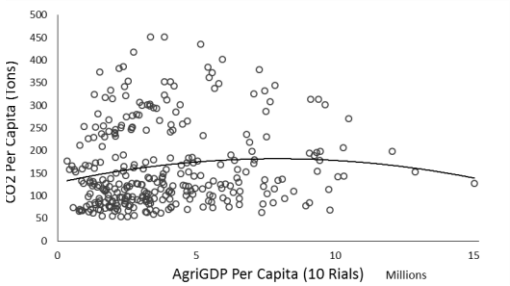
[1] به ترتیب؛ استادیار و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

Email: hamed_najafi@modares.ac.ir

مقدمه

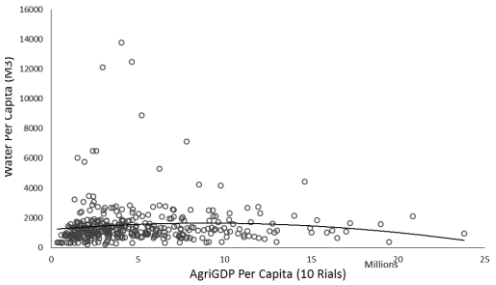
کشاورزی و منابع طبیعی یک وابستگی و رابطه دو سویه با هم دارند. از یک سو، منابع طبیعی بستری برای انجام فعالیت‌های کشاورزی به شمار می‌رود و نهاده‌های مورد نیاز برای کشاورزی را تامین می‌کند. مهم‌ترین نهاده طبیعی که در بخش کشاورزی مصرف می‌شود، آب است. آب افزون بر این که نقش مهمی در توسعه اقتصادی و رفاه اجتماعی دارد، نقش حیاتی در بوم‌نظام نیز خواهد داشت (دوآرت و همکاران، ۲۰۱۳) و محدودیت عرضه آن در مناطق خشک و نیمه خشک، چالشی جدی برای رسیدن به یک توسعه پایدار بوده، لذا با توجه به گسترش شهرنشینی و توسعه اقتصادی ایران، میزان مصرف محصولاتی که تولید آن‌ها، آب مجازی بالاتری نیاز دارد، افزایش یافته است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). از سوی دیگر با توجه به سهم بالای کشاورزی در مصرف آب، توسعه سامانه‌های نوین آبیاری می‌تواند نقش قابل توجهی در کاهش مصرف آب داشته باشد و منجر به افزایش بهره‌وری نهاده آب شود (دوآرت و همکاران، ۲۰۱۱). کاهش در میزان آب مصرفی و رشد بخش کشاورزی می‌تواند مبنایی بر چارچوب نظری رخداد منحنی کوزنتس در این بخش تلقی شود. از سوی دیگر، انجام فعالیت‌های کشاورزی با اثرات جانبی همراه است. این اثرات می‌تواند شامل آلوده کردن آب‌های زیرزمینی، انتشار دی‌اکسید کربن و ... باشد.

نمودار شماره ۱ نشان‌دهنده رابطه بین میزان انتشار CO_2 و ارزش‌افزوده کشاورزی در استان‌های ایران است. با افزایش در ارزش‌افزوده سرانه کشاورزی، در آغاز CO_2 سرانه افزایش یافته است، اما پس از استمرار در رشد کشاورزی، انتشار CO_2 کاهش یافته است. در نمودار (۲) نیز رابطه بین ارزش‌افزوده سرانه کشاورزی و میزان مصرف آب سرانه نشان داده شده است. با توجه به نمودارهای (۱) و (۲)، فرض می‌شود که رابطه بین آب-ارزش افزوده و انتشار CO2-ارزش‌افزوده به صورت U معکوس است، که در ادامه در مورد این دو فرض راستی‌آزمایی صورت می‌گیرد.



نمودار (۱) رابطه بین انتشار سرانه CO2 و ارزش افزوده سرانه کشاورزی در ایران

(منبع: مرکز آمار ایران)



نمودار (۲) رابطه بین مصرف سرانه آب و ارزش افزوده سرانه کشاورزی در ایران

(منبع: مرکز آمار ایران)

یکی از مشهورترین مدل‌هایی که به بررسی رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی می‌پردازد، رابطه زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) است. کوزنتس (۱۹۵۴) در آغاز بیان کرد که رابطه بین نابرابری و رشد درآمد سرانه به صورت U معکوس بوده، به طوری‌که در آغاز رشد اقتصادی، نابرابری در جامعه افزایش می‌یابد و با تداوم رشد از شدت نابرابری کاسته می‌شود. بکرمن (۱۹۹۲) بر این باور بود که اگرچه در آغاز توسعه اقتصادی، ممکن است محیط‌زیست با آسیب روبه‌رو شود، اما بهترین و شاید تنها راه برای دستیابی به محیط‌زیست پاک این است که کشورها ثروتمند شوند. این باورها منجر به انجام بررسی‌های گسترده‌ای در رابطه با تاثیر رشد اقتصادی بر روی کیفیت محیط‌زیست شده است، که از نخستین پژوهش‌ها، می‌توان به نتایج بررسی گروسمن و کروگر (۱۹۹۱) اشاره کرد. پس از این پژوهش، بندیوپادهای (۱۹۹۲) و پانایوتو (۱۹۹۳) نیز به بررسی رابطه بین درآمد و محیط‌زیست پرداخته‌اند. پس از این پژوهش‌ها، تحقیقات بسیار گسترده‌ای در جهان انجام شده است که کیاکا و زرواس (۲۰۱۳ الف و ۲۰۱۳ ب) در مقاله خود به بررسی آن پرداخته‌اند. همچنین از این نظریه برای بررسی رابطه فشار به منابع طبیعی و رشد اقتصادی در پژوهش‌های کاندر و لیندمارک، ۲۰۰۴؛ ناکی سنوویچ و همکاران، ۲۰۰۰؛ WWAP، 2009؛ دوآرت و همکاران، ۲۰۱۳؛ کاتز، ۲۰۱۵ نیز استفاده شده است.

نظریه کوزنتس می‌تواند ابزار مناسبی برای آزمون وابستگی و رابطه پیشین و پسین بین منابع طبیعی و کشاورزی باشد.از این رو ادبیات تحقیق در این پژوهش، شامل دو بخش است. در آغاز پژوهش‌هایی بیان می‌شوند که به بررسی رابطه بین مصرف آب و رشد اقتصادی (پیوند پیشین)

با استفاده از این نظریه پرداخته‌اند و در ادامه، پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی (پیوند پسین) مرور خواهند شد.

در مقایسه با تحقیقاتی که به بررسی رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی پرداخته‌اند، بررسی‌های کمتری در مورد رابطه بین فشار بر منابع آبی و رشد اقتصادی انجام شده است. روک (۱۹۹۸) نخستین تلاش‌ها را برای بررسی رابطه بین میزان تخلیه از منابع آبی و درآمد سرانه انجام داده است. گلیک (۲۰۰۳) رابطه مشخصی بین مصرف آب و درآمد سرانه به‌دست نیاورده است. در ادامه کوله (۲۰۰۴) و کاتز (۲۰۰۸) رابطه بین رشد اقتصادی و منابع آب را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. از پژوهش‌های دیگری که به بررسی رابطه درآمد-آب پرداخته‌اند می‌توان به پژوهش‌های گوکلانی (۲۰۰۲)، بتراری (۲۰۰۴)، باربیر (۲۰۰۴)، جیا و همکاران (۲۰۰۶) و همتی و همکاران (۲۰۱۱) اشاره کرد. دوآرت و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین میزان مصرف سرانه آب و درآمد سرانه با توجه به رابطه محیط‌زیستی کوزنتس پرداخته‌اند. در این پژوهش، رابطه U معکوس بین مصرف آب و درآمد سرانه در ۶۵ کشور مورد ارزیابی قرار گرفته و تائید شده است. کاتز (۲۰۱۵) نیز به بررسی رابطه بین میزان مصرف آب و رشد اقتصادی با استفاده از نظریه EKC پرداخته است.

با توجه به اینکه انتشار دی‌اکسید کربن توسط یک منطقه، بر روی میزان دی‌اکسید کربن در کشورهای دیگر اثر می‌گذارد، استفاده از مدل‌های فضایی در بررسی این پدیده گسترش یافته است (آسلاندیس، ۲۰۰۹). ماردوچ و همکاران (۱۹۹۷) و استرن (۲۰۰۰) به بررسی اثرات فضایی بر روی میزان انتشار آلودگی در اروپا پرداختند. علت استفاده از این روش فضایی در بررسی رابطه بین محیط‌زیست و درآمد دلایل مختلفی دارد. یکی از این دلایل "فرضیه پناهگاه آلودگی[1]" است. در این‌حالت کشورهای فقیر، به‌طور معمول، کالاهایی را تولید می‌کنند که آلودگی بیشتری به همراه دارد. همچنین اثر سرریزهای ناشی از تحقیق و توسعه در کشورهای توسعه یافته، با افزایش فاصله کاهش می‌یابد (کلر، ۲۰۰۴). سومین دلیل به خاطر نقش صنایع در ایجاد آلودگی است و چهارمین دلیل آن تقلید دولتمردان در اجرای سیاست‌های کنترل محیط‌زیست است که اغلب با توجه به مناطق مجاور شکل می‌گیرد (فردریکسون و میلیمت، ۲۰۰۲). راپاسینگا و همکاران (۲۰۰۴) به بررسی رابطه زیست‌محیطی کوزنتس در مورد آلودگی‌های سمی و رشد درامد سرانه در مناطق آمریکا پرداختند. در این پژوهش، وجود اثرات

[1] Pollution Haven Hypothesis

فضایی در برآورد منحنی کوزنتس تایید شده است. مدیسون (۲۰۰۶) در پژوهش خود به ارزیابی وابستگی فضایی در منحنی زیست‌محیطی کوزنتس پرداخته است. آفامر و کارسون (۲۰۰۹) نیز در پژوهش خود با استفاده از اقتصادسنجی فضایی به ارزیابی این پدیده در استان‌های کشور چین در طی ۲۰ سال پرداخته‌اند. در این مدل وجود اثرات فضایی تایید شده است. در این پژوهش همچنین اثرات پویای ناشی از انتشار CO_2 نیز بررسی شده است. بارنت و برکستروم (۲۰۱۰) نیز با استفاده از روش داده های‌ترکیبی پویای فضایی، رابطه بین انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی را در ایالت‌های کشور آمریکا مورد بررسی قرار دادند. دونفوئت و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از روش پویای فضایی به برآورد منحنی زیست محیطی در کشورهای اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. در این ارزیابی نتیجه گرفته شده است که افزون بر تایید وجود EKC، انتشار آلودگی در یک کشور، بر روی انتشار آلودگی در کشورهای مجاور تاثیر مثبت داشته است. جرمنی و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از روش فضایی، عدالت زیست محیطی و آلودگی هوا را در استان‌های ایتالیا مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش وجود رابطه زیست محیطی کوزنتس تایید شده است.

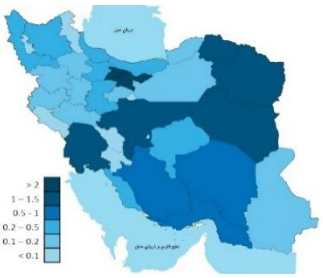
هدف از این پژوهش، بررسی وابستگی‌های پیشین و پسین بین منابع طبیعی و رشد کشاورزی بوده است. برای بررسی ارتباط پیشین، به بررسی رابطه بین میزان مصرف آب شیرین (سطحی و زیرزمینی) و درآمد سرانه ارزش‌افزوده کشاورزی پرداخته شده است و در ارتباط پسین، رابطه بین انتشار دی‌اکسید کرین و درآمد سرانه بخش کشاورزی بررسی شده است. از این رو در این پژوهش فرض می‌شود که رابطه بین مصرف آب و ارزش‌افزوده کشاورزی و همچنین انتشار CO_2 و ارزش‌افزوده این بخش، در استان‌های ایران دارای رفتار متفاوتی است. همچنین فرض می‌شود مجاورت با یک منطقه بر روی انتشار دی‌اکسید کربن و یا مصرف آب آن منطقه تاثیر مثبت دارد. مساعدت این پژوهش به ادبیات تحقیق در به‌کارگیری تاثیرگذاری‌های زمانی و مکانی رابطه بین منابع طبیعی و رشد کشاورزی بوده و در ادامه هم وابستگی‌های پیشین و هم وابستگی‌های پسین بین این دو بخش مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

یکی از داده‌های مهمی که در این پژوهش استفاده شده است و شاخصی از کیفیت محیط زیست است، میزان CO_2 ناشی از فعالیت‌های کشاورزی است. برای محاسبه این شاخص در هر استان از دو متغیر استفاده شده است. در آغاز میزان دی‌اکسید کربنی که به وسیله گیاهان کشت شده منتشر می‌شود و آن‌گاه میزانی که ناشی از مصرف انرژی در این بخش تولید

می‌شود. برای این منظور از آمار و اطلاعات استانی وزارت جهاد کشاورزی و سازمان حفاظت محیط‌زیست در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است.

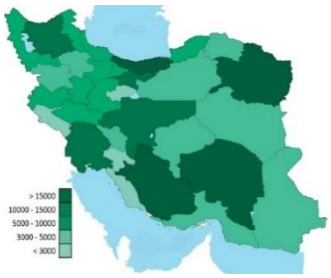
متغیر آب شامل آب‌های سطحی و زیرزمینی خواهد بود. با توجه به اینکه در حدود ۹۰ درصد از آب‌های زیرزمینی و ۶۷/۵ درصد از آب‌های سطحی در بخش کشاورزی به مصرف می‌رسد، این بخش نقش مهمی در مدیریت این منبع کمیاب خواهد داشت. برای به‌دست آوردن آمار آب‌های زیرزمینی و سطحی از اطلاعات شرکت مدیریت منابع آب ایران و مرکز آمار ایران استفاده شده است. آمار مربوط به میزان بارندگی در هر استان نیز از سازمان هواشناسی کشور دریافت شده است.

در نقشه‌های (۱)، (۲) و (۳) توزیع مکانی انتشار دی‌اکسید کربن، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی و مصرف آب در طول یک دهه در ایران نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، استان‌های مرکزی و جنوبی ایران دارای بیشترین تولید کشاورزی، فشار به منابع آبی و تولید CO_2 می‌باشند. از این نقشه می‌توان اثرات سرریزی که در مناطق وجود دارد، را مشاهده کرد.



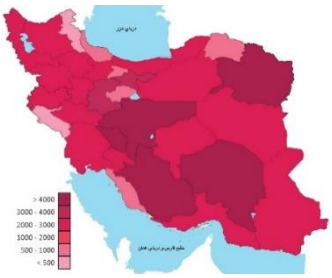
نقشه (۱) میزان انتشار CO2 در استان‌های کشور ناشی از کشاورزی (میلیون تن)

(منبع: سازمان حفاظت محیط‌زیست)



نقشه (۲) میزان ارزش افزوده کشاورزی در استان‌های کشور (میلیارد دیال)

(منبع: وزارت جهادکشاورزی)

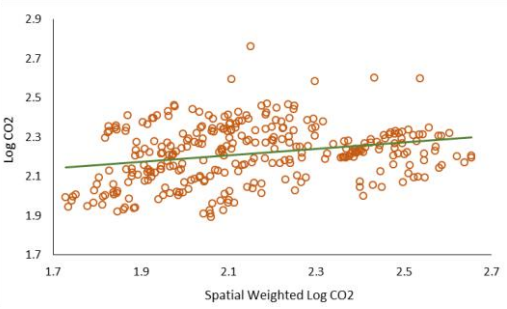


نقشه (۳) مقدار مصرف آب در کشاورزی در استان‌های کشور (میلیون متر مکعب)

(منبع: شرکت مدیریت منابع آب ایران)

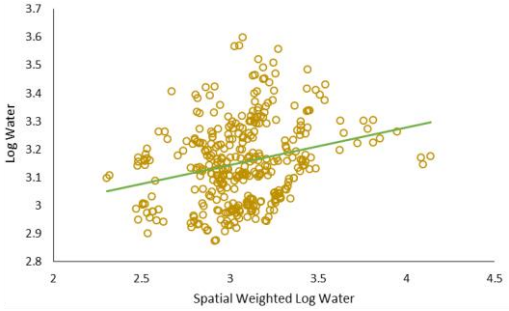
متغیر مجاورت: با توجه به بررسی کاستانتینی و همکاران (۲۰۱۳) و جرمنی و همکاران (۲۰۱۴) متغیر فضایی به دست آورده می‌شود. بر این پایه فرض می‌شود که میزان انتشار دی اکسید کربن و یا برداشت از آب زیرزمینی در یک استان، بر روی استان‌های که دارای مرز مشترک با آن هستند، اثرگذار باشد. در این روش برای استان‌هایی که در مجاورت هم قرار دارند وزن یک و برای دیگر استان‌ها عدد صفر قرار داده می‌شود. از این رو یک ماتریس با ۲۸ سطر و ۲۸ ستون خواهیم داشت که دارای درایه‌های صفر و یک هستند. در ادامه این ماتریس

باید استاندارد شود، به‌طوری‌که مجموع هر سطر برابر با یک خواهد شد. در ادامه متغیر فضایی با توجه به مجموع انتشار CO_2 و یا مجموع برداشت آب توسط استان‌های همسایه تعیین می‌شود. در نمودار (۳) رابطه بین مقادیر لگاریتمی انتشار CO_2 و متغیر وزنی انشتار CO_2 و در نمودار (۴) رابطه بین میزان لگاریتمی مصرف آب و متغیر وزنی مصرف آب رسم شده است. همان‌طور که نمودارهای (۳) و (۴) نشان می‌دهد، وجود یک رابطه مثبت بین میزان انتشار دی‌اکسید کربن و میزان وزنی آن وجود دارد. وجود این رابطه مثبت در مورد مصرف آب نیز تایید می‌شود.



نمودار (۳) رابطه لگاریتم انتشار CO2 و لگاریتم متغیر وزنی

(منبع: یافته‌های تحقیق)



نمودار (۴) رابطه لگاریتم مصرف سرانه آب و لگاریتم متغیر وزنی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

روش تحقیق

داده‌های ترکیبی، محیط بسیار مناسبی برای گسترش روش‌های براورد و نتایج نظری فراهم می‌سازند و محققان قادر به استفاده از داده‌های مقطعی سری‌زمانی برای بررسی مسایلی می‌شوند که امکان بررسی آن‌ها در محیط‌های تنها مقطعی یا تنها سری زمانی وجود ندارد. روش داده‌های ترکیبی، روشی برای تلفیق داده‌های مقطعی و سری‌زمانی است (بالتاجی، ۲۰۰۹):

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=2}^{K} \beta_{kit} X_{it} + \mu_i + \vartheta_{it} \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، جزء اخلال ϑ_{it} دارای توزیع نرمال است و به ازای آن همه iها و tها مستقل از X_{it} می‌باشد. داده‌های ترکیبی را می‌توان با استفاده از اثرات ثابت و یا تصادفی برآورد کرد (بالتاجی، ۲۰۰۹). اما به خاطر ضعف این دو روش در کنترل همبستگی و ناهمگنی بین متغیرهای ابزاری، استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته توصیه می‌شود (آرلانو و باند،

۱۹۹۱). هنگامی که تابع توزیع داده‌ها مشخص نباشد، امکان استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی وجود ندارد، از این رو می‌توان از روش GMM استفاده کرد. در این روش اعتبار متغیرهای ابزاری با استفاده از آزمون سارگن مورد آزمون واقع می‌شود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱).

در سال ۱۹۸۸، برای نخستین بار انسلین به صورت منسجم روش اقتصادسنجی فضایی را مطرح کرد که دربرگیرنده واقعیت‌های اقتصاد فضایی بود. وی بیان می‌کند که روش اقتصادسنجی متعارف برای بررسی‌های منطقه‌ای مناسب نیست، زیرا در داده‌های بررسی‌های منطقه‌ای با دو پدیده وابستگی فضایی میان مشاهده‌ها و نیز ناهمسانی فضایی روبه‌رو هستیم. از این رو از دو مدل وقفه فضایی و خطا فضایی برای بررسی این نوع پژوهش‌ها به کار گرفته می‌شود (انسلین، ۲۰۰۱).

وقفه فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد. به‌طوری‌که هنگامی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهده‌های دیگر در مکان‌های i≠j وابسته است. برای این منظور بایستی ماتریس مجاورت Wرا به‌دست آوریم. درایه‌های این ماتریس در صورت وجود همسایگی عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر می‌گیرند. یک مدل پویای وقفه فضایی دارای ساختار زیر است (انسلین و همکاران، ۲۰۰۷):

$$Y_{it} = \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 WY_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در این رابطه i نشان دهنده مناطق، t زمان WY_{it} وقفه فضایی درجه اول، Y_{it-1} وقفه متغیر وابسته، X_{it} دیگر متغیرهای توضیحی می‌باشد. می‌توان مدل بالا را به صورتی نوشت که پوشش دهنده مدل خطا فضایی نیز باشد. از این رو:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 WY_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \beta_4 W\varepsilon_{it} + \vartheta_{it} \end{aligned} \quad (۳)$$

که در این رابطه β_4 مشخصه خطا فضایی است که بایستی برآورد شود. با اضافه کردن یک وقفه زمانی به متغیر فضایی، می‌توان اثرات این متغیر را نیز بر روی متغیر وابسته مشاهده کرد. این مدل با نام "مدل پویای فضایی دوربین[1]" شناخته می‌شود و به صورت زیر است (دبارسی و همکاران، ۲۰۱۱):

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 WY_{it} + \theta WY_{it-1} + \eta_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \beta_4 W\varepsilon_{it} + \vartheta_{it} \end{aligned} \quad (۴)$$

[1] dynamic spatial Durbin model

که در این رابطه، θ مشخصه‌ای است که نشان‌دهنده اثر با وقفه تاثیرات مکانی می‌باشد. مدل‌های پویای فضایی را می‌توان با استفاده از سه روش برآورد کرد (الهورست، ۲۰۱۱). اولین روش استفاده از روش بیشینه درستنمایی (ML[1]) است. روش دیگر استفاده از روش زنجیره مارکوفی بیزنی مونت کارلو (MCMC[2]) می‌باشد. سومین روش نیز بر پایه متغیرهای ابزار یا بیشینه گشتاورهای تعمیم‌یافته خواهد بود (IV/GMM[3]). در این پژوهش از روش Arellano and Bond استفاده شده است که بر پایه روش برآوردهای ابزاری یا گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌باشد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱؛ بلاندل و باند، ۱۹۹۸).

به علت ویژگی داده‌های ترکیبی، بایستی برای آزمون مانایی، از آزمون ریشه واحد آن استفاده کرد (بالتاجی، ۲۰۰۹). این آزمون به نوعی آزمون ریشه واحد برای سری‌های چندگانه است که با توجه به داده‌های ترکیبی تطبیق داده شده‌اند. انواع روش‌ها برای آزمون ریشه واحد ترکیبی توسط ایم، پسران و شین (2003) (IPS)؛ مدلا و وو (۱۹۹۱) و چائو (۲۰۰۱) پیشنهاد شده و در بسیاری از پژوهش‌ها به کار رفته است.

مدل پایه‌ای که برای بررسی منحنی زیست محیطی کوزنس به کار می‌رود به صورت زیر می‌باشد (گروسمن و کروگر، ۱۹۹۱):

$$Log\left(\frac{E}{POP}\right)_{it} = \alpha_i + \beta_1 Log\left(\frac{GDP}{POP}\right)_{it} + \beta_2\left(Log\left(\frac{GDP}{POP}\right)\right)^2_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

که در این رابطه، i نشان‌دهنده مناطق، t زمان، E نشان‌دهنده میزان انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی، P جمعیت، GDP تولید ناخالص داخلی، α_i عرض از مبدا برای مناطق مختلف و α_i عرض از مبدا برای سال‌های مختلف می‌باشد. این مدل‌ها اغلب با استفاده از داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت و یا تصادفی برآورد می‌شوند. برای این که وجود منحنی زیست‌محیطی تایید شود، بایستی β_1 مثبت و β_2 منفی باشد. در صورت رخداد چنین شرایطی، می‌توان نقطه بازگشت را به‌دست آورد ($\tau = \exp(-\beta_1/2\beta_2)$). این نقطه نشان‌دهنده میزان درآمدی است که در آن میزان انتشار آلاینده‌ها در بیشینه میزان خود قرار دارد.

---

[1] Maximum likelihood
[2] Bayesian Markov Chain Monte Carlo
[3] instrumental variables or generalized method of moments

با توجه به ادبیات تحقیقی که در مورد EKC تکامل یافته است، مدل زیر برای برآورد منحنی کوزنتس در مصرف آب و انتشار CO2 مورد ارزیابی قرار گرفته است (مارو، ۲۰۱۰؛ بارنت و برگستورم، ۲۰۱۰؛ دون فوئت و همکاران، ۲۰۱۲؛ آئوفامر و کارسون، ۲۰۰۹):

$$Log\left(\frac{Y}{POP}\right)_{it} = \alpha_i + \eta_i + \beta_1 Log\left(\frac{GDP}{POP}\right)_{it} + \beta_2\left(Log\left(\frac{GDP}{POP}\right)\right)^2_{it} + \beta_3 Log(X)_{it} + \beta_4 Log\left(\frac{Y}{POP}\right)_{it-1} + \beta_5 Log\left(\frac{WY}{POP}\right)_{it} + \beta_6 Log\left(\frac{WY}{POP}\right)_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

$$\varepsilon_{it} = \beta_7 W\varepsilon_{it} + \vartheta_{it}$$

با توجه به اینکه برای انتشار دی‌اکسید کربن و مصرف آب، هر کدام سه نوع مدل طراحی شده است، از این رو در مجموع شش مدل (سه مدل برای مصرف آب و سه مدل برای انتشار CO2) برآورد خواهد شد. که در:

مدل I (مدل مختلط فضایی[1] برای انتشارCO2): Y نشان‌دهنده انتشار CO2 و $\beta_3 = \beta_6 = 0$؛

مدل II (مدل دوربین فضایی برای انتشار CO2): Y نشان‌دهنده انتشار CO2 و $\beta_3 = 0$ ؛

مدل III (مدل غیرفضایی برای انتشار CO2): Y نشان‌دهنده انتشار CO2 و $\beta_3 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$؛

مدل VI (مدل مختلط فضایی برای مصرف آب): Y نشان‌دهنده میزان مصرف آب، $\beta_6 = 0$ و X میزان بارش را در هر منطقه نشان می‌دهد.

مدل V (مدل دوربین فضایی برای مصرف آب): Y نشان‌دهنده میزان مصرف آب و X میزان بارش را در هر منطقه نشان می‌دهد.

مدل VI (مدل غیرفضایی فضایی برای مصرف آب): Y نشان‌دهنده میزان مصرف آب، $\beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$ و X میزان بارش را در هر منطقه نشان می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

قبل از برآورد مدل، بایستی ویژگی‌های داده‌های مورد استفاده و درجه مانایی آنها مشخص شود. از این رو با استفاده از آزمون ریشه واحد IPS و LLC به بررسی وضعیت مانایی این متغیرها پرداخته شده است. در جدول (۱) نتایج این آزمون‌ها برای مقادیر لگاریتمی متغیرها گزارش شده است. همچنین در این جدول ویزگی‌های متغیرها شامل میانگین، کمینه، بیشینه

[1] SAC= Spatial Autoregressive Model with Auto Regressive disturbances

و انحراف معیار متغیرها نشان داده شده است. بر پایه آماره مانایی ایم، پسران و شین، همه متغیرها مانا بوده‌اند.

جدول (۱) آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی برای مقادیر لگاریتمی آن‌ها و دیگر ویژگی‌های متغیرهای مورد استفاده

مشخصات آماری متغیرها					آزمون ریشه واحد پنل				
					Im-Pesaran-Shin[1]			Levin-Lin-Chu[2]	
Variable	Max	Min	Std.Dev.	Mean	A	B	**C**	**D**	**E**
ارزش افزوده کشاورزی سرانه (ریال)	/۲ ۲۳۸۲۲۲۶۲	/۱ ۳۳۳۲۹۲	۲/۱۶	/۵ ۳۷۴۱۶۰۵	-۴/۶۲۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۰/۷۰ (۱/۰۰۰۰)	۱۹/۱۵ (۱/۰۰۰۰)	-۱/۲۶ (۰/۱۰۳۹)	۴/۹۳ (۱/۰۰۰۰)
آب سرانه مصرفی در کشاورزی (متر مکعب)	۱۳۷۸۳/۵	۲۰۰/۷	۱/۸۹	۱۱۶۶/۸	-۴/۴۲ (۰/۰۰۰۰)	-۱/۴۳ (۰/۰۷۶۱)	۳/۲۲- (۰/۰۰۰۶)	-۵/۲۶ (۰/۰۰۰۰)	-۰/۷۶ (۰/۲۲۳۴)
بارندگی (میلیمتر)	۸۸۲/۱	۷/۴	۲/۱۸	۱۵۳/۶	-۶/۳۰ (۰/۰۰۰۰)	-۶/۳۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۲۴- (۰/۴۰۶۱)	-۳/۲۹ (۰/۰۰۰۵)	-۵/۰۱ (۰/۰۰۰۰)
متغیر فضایی در مصرف آب (متر مکعب)	۳۹۷۵/۹	۷۴۷/۹	۱/۴۰	۱۴۲۲/۴	-۳/۶۸ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۴۳ (۰/۳۳۳۷)	۴/۸۷- (۰/۰۰۰۰)	-۴/۶۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۵۳ (۰/۷۰۱۴)
CO2 سرانه کشاورزی (کیلوگرم)	۴۵۱/۰	۵۳/۴	۱/۶۹	۱۴۱/۱	-۳/۳۴ (۰/۰۰۰۴)	۱/۵۵ (۰/۹۳۹۱)	۳/۳۲ (۰/۹۹۹۶)	۳/۸۲ (۰/۹۹۹۹)	-۶/۹۹ (۰/۰۰۰۰)
متغیرفضایی CO2 سرانه کشاورزی (کیلوگرم)	۵۸۰/۳	۷۸/۶	۱/۴۰	۱۶۴/۷	-۱/۴۶ (۰/۰۷۲۱)	۵/۴۸ (۱/۰۰۰۰)	۴/۱۴ (۱/۰۰۰۰)	۸/۰۵۶ (۱/۰۰۰۰)	-۶/۵۹ (۰/۰۰۰۰)

E: Common AR; Included Panel Mean;Not Included Time Trend
D: Common AR; Included Panel Mean;Included Time Trend
C: Common AR; Not Included Panel Mean;Not Included Time Trend
B: Panel Specific AR;Included Panel Mean;Not Included Time Trend
A: Panel Specific AR;Included Panel Mean;Included Time Trend
[1]Z-t-tilde-bar Statistic Reported
[2]Adjusted t* Statistic Reported
اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره احتمال هستند
بررسی مانایی برای مقادیر لگاریتمی داده ها انجام شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی رابطه بین انتشار دی‌اکسید کربن و ارزش افزوده کشاورزی به تفکیک استان‌های ایران، از سه مدل استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از برآورد هرکدام از این سه مدل با استفاده از روش GMM (آرلانو و باند، ۱۹۹۱) در جدول (۲) نشان داده شده است. معنی‌داری آزمون Wald در هر سه مدل نشان دهنده اعتبار مدل و معنی‌دار نبودن آزمون Sargan نشان‌دهنده این است که در برآورد مدل، متغیرهای ابزاری به درستی گزینش شده‌اند.

جدول (۲) نتایج برآورد پویای رابطه درآمد سرانه کشاورزی و میزان انتشار CO2با استفاده از روش GMM

	Spatial (Model I)		Spatial Model II		Non Spatial (Model III)	
	Coefficient	P-Value	Coefficient	P-Value	Coefficient	P-Value
عرض از مبدا	-۱۳/۷۳	(۰/۰۰۰۰)	-۱۳/۶۱	(۰/۰۰۰۰)	-۱۳/۷۴	(۰/۰۰۰۰)
انتشار CO2 با یک وقفه	۰/۵۰۳	(۰/۰۰۰۰)	۰/۳۱۲	(۰/۰۰۰۰)	۰/۵۶	(۰/۰۰۰۰)
ارزش افزوده سرانه کشاورزی	۴/۳۶	(۰/۰۰۰۰)	۴/۳۱	(۰/۰۰۰۰)	۴/۴	(۰/۰۰۰۰)
ارزش افزوده سرانه کشاورزی به توان دو	-۰/۳۳	(۰/۰۰۰۰)	-۰/۳۲	(۰/۰۰۰۰)	-۰/۳۳	(۰/۰۰۰۰)
وقفه فضایی	۰/۱۳	(۰/۰۰۰۰)	۰/۱۲	(۰/۰۰۰۰)		
وقفه فضایی با یک تاخیر زمانی			۰/۲۱	(۰/۰۰۰۰)		
خطا فضایی	۰/۲۲	(۰/۰۵۴)	-۰/۳۴۳	(۰/۰۰۷)		
Turning Point (Rials)	۴۷۱۱۱۹۶		۵۴۲۴۶۹۱		۴۹۲۰۶۱۷	
Wald chi2	۲۱۷۷/۵۱	(۰/۰۰۰۰)	۲۱۸۹/۹۵	(۰/۰۰۰۰)	۳۳۵۸/۷	(۰/۰۰۰۰)
Sargan Test	۲۶/۹۲	(۰/۹۸۰۱)	۲۷/۳	(۰/۹۷۷۲)	۲۷/۸۵	(۰/۹۷۲۵)
Number of observations	۲۵۲		۲۵۲		۲۵۲	
Number of groups	۲۸		۲۸		۲۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

منحنی زیست محیطی در هر سه مدل تایید شده است و در واقع به این معنی است که با ادامه رشد بخش کشاورزی، در آغاز میزان انتشار آلودگی افزایش و در ادامه کاهش یافته است. همچنین نتایج مدل‌های (۱) و (۲) نشان‌دهنده این است که اثرات وقفه فضایی و اثرات خطا فضایی در مورد این معادله وجود داشته است. از این رو انتشار آلایندگی در استان‌های همجوار، تاثیر مستقیم بر روی میزان انتشار آلودگی در یک استان داشته است. از این رو برای کاهش در میزان آلاینده‌ها، باید به وجود این اثرات همجواری توجه کرد، چرا که ارتباط فضایی بین مناطق را نمی‌توان نادیده گرفت. همچنین معنادار شدن متغیر وقفه فضایی با یک سال تاخیر نشان‌دهنده این واقعیت است که انتشار دی‌اکسید کربن در یک منطقه می‌تواند با یک وقفه زمانی نیز بر روی انتشار آلودگی در دیگر مناطق اثرگذار باشد. از سوی دیگر، معنادار شدن تاثیر متغیر وابسته به یک وقفه زمانی، به معنای این است که میزان انتشار CO2 به میزان انتشار آن در سال گذشته نیز وابسته بوده است. با توجه به این که میزان ضریب مشخصه با وقفه متغیر

وابسته، از میزان ضریب متغیر وقفه فضایی بیشتر است، نشان‌دهنده این واقعیت است که زمان تاثیر بیشتری را نسبت به مکان در انتشار دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی داشته است. از این رو سرریزهای ناشی از انتشار آلودگی در مناطق مجاور تاثیر کمتری نسبت به سرریزهای زمانی آن در منطقه مورد نظر داشته است. از این رو در کنترل آلودگی تاثیر زمان بیشتر از مکان است.

با توجه به اینکه ضریب وقفه فضایی در دو مدل (۱) و (۲)، اختلاف معنی‌داری با هم ندارند، تفسیر نتایج بر مبنای مدل (۱) صورت گرفته است. از این رو با توجه به میزان نقطه سرریز می‌توان بیان داشت که بیش از ۸۴ درصد از مناطق مورد بررسی در پایان دوره، از نقطه بازگشت عبور کرده‌اند، اما اگر درآمد سرانه متوسط مبنای تصمیم‌گیری باشد، تنها ۱۴ درصد مناطق از حد آستانه عبور کرده‌اند.

با توجه به نتایج مدل (۱) می‌توان بیان داشت که رخداد منحنی زیست محیطی کوزنتس در رابطه با انتشار دی‌اکسید کرین و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران تایید شده است، اما این فرضیه برای همه استان‌های ایران صادق نیست و استان‌هایی وجود دارند که فاصله زیادی با نقطه بازگشت دارند. یکی از علل این امر را می‌توان ناهمگن بودن توسعه کشاورزی در ایران دانست، چرا که زیرساخت‌های رشد این بخش در همه مناطق یکسان نیست و در بعضی از مناطق بهره‌وری انرژی در سطح پایینی قرار دارد و همین امر موجب انتشار میزان بیشتری از آلاینده‌های زیست محیطی می‌شود.

برای بررسی رابطه درآمد-آب در ایران نیز از سه مدل استفاده شده است. میزان آماره Wald نشان دهنده اعتبار مدل و معنادار نشدن آزمون سارگان نشان از گزینش درست متغیرهای ابزاری بوده است. نتایج برآورد این سه مدل در جدول (۳) نشان داده شده است.

در همه این مدل‌ها، با توجه به مثبت بودن ضریب متغیر ارزش‌افزوده کشاورزی و منفی بودن مقدار درجه دوم آن، نظریه کوزنتس در مورد مصرف آب و رشد بخش کشاورزی در ایران نیز تایید می‌شود. از این رو با رشد کشاورزی ایران، در آغاز مصرف آب افزایش یافته است، اما با ادامه این روند، میزان مصرف آب روند کاهشی داشته است. در این مدل، میزان بارش دارای تاثیر منفی بر روی میزان برداشت سرانه از آب داشته است، چرا که با توجه به این‌که در سال‌هایی که بارندگی افزایش داشته است، نیاز کشاورزی برای آبیاری کمتری بوده است و از آب باران استفاده شده است. میزان ضریب مصرف آب با یک وقفه زمانی، در مدل IV از میزان

ضریب وقفه فضایی بزرگ‌تر بوده است. از این رو کشاورزان در مصرف آب، بیشتر تابع الگویی هستند که در طی زمان به آن عمل می‌کرده‌اند و مصرف آنها وابستگی کمتری به میزان مصرف آب در استان‌های همجوار داشته است. اگر چه با افزایش برداشت آب در یک منطقه، میزان دسترسی مناطق مجاور آن به آب کمتر شده است. علت این امر را می‌توان در حوضه‌های آب ریز مشترکی دانست که در بین این مناطق وجود داشته است.

جدول (۳) نتایج برآورد پویای رابطه درآمد سرانه کشاورزی و میزان مصرف آب سرانه با استفاده از روش GMM

	Spatial Model IV		Spatial Model V		Non Spatial VI	
	Coefficient	P-Value	Coefficient	P-Value	Coefficient	P-Value
عرض از مبدا	-۶/۲۷	(۰/۰۰۰۰)	-۷/۰۰	(۰/۰۰۰۰)	-۵/۸۸	(۰/۰۰۰۰)
مصرف آب با یک وقفه	۰/۲۸۶	(۰/۰۰۰۰)	۰/۲۷۹	(۰/۰۰۰۰)	۰/۲۹۶	(۰/۰۰۰۰)
ارزش افزوده سرانه کشاورزی	۲/۹۶	(۰/۰۰۰۰)	۳/۰۱	(۰/۰۰۰۰)	۲/۴۸	(۰/۰۰۰۰)
ارزش افزوده سرانه کشاورزی به توان دو	-۰/۲۰۶	(۰/۰۰۰۰)	-۰/۲۳	(۰/۰۰۰۰)	-۰/۱۹	(۰/۰۰۰۰)
بارندگی	-۰/۰۲	(۰/۰۷۰)	-۰/۱۴	(۰/۲۱۷)	-۰/۰۲	(۰/۰۳۱)
وقفه فضایی	-۰/۰۸۲	(۰/۰۱۶)	-۰/۰۲۶	(۰/۴۰۵)		
وقفه فضایی با یک تاخیر زمانی			-۰/۱۵۷	(۰/۰۰۰۰)		
خطا فضایی	۰/۴۸	(۰/۰۰۰)	۰/۶۱۷	(۰/۰۰۰۰)		
Turning Point (Rials)	۳۳۱۲۲۳۹		۳۴۹۵۲۵۰		۳۳۸۷۹۵۸	
Wald chi2	۴۰۸۰/۳۶	(۰/۰۰۰۰)	۲۹۵۶/۳۴	(۰/۰۰۰۰)	۵۴۴۴/۹۲	(۰/۰۰۰۰)
Sargan Test	۲۶/۹۵	(۱/۰۰۰۰)	۲۵/۴۲	(۱/۰۰۰۰)	۲۶/۴۹	(۱/۰۰۰۰)
Number of observations	۳۰۸		۳۰۸		۳۰۸	
Number of groups	۲۸		۲۸		۲۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به ضریب‌های برآورد مدل شماره ۴ (IV)، میزان درآمد سرانه در نقطه بازگشت نشان می‌دهد که با توجه به درآمد سرانه در انتهای دوره، ۲۷ استان از این نقطه عبور کرده اند، اما اگر درآمد متوسط دوره در نظر گرفته شود، ۸۲ درصد از استان‌ها از این نقطه عبور کرده‌اند. البته باید توجه کرد که وضعیت بهتر استان‌ها در عبور از نقطه بازگشت در مدل مصرف آب نسبت به انتشار دی‌اکسید کربن، تنها به علت بهبود بهره‌وری آب در این حوزه نیست، بلکه یکی از دلایل آن می‌تواند خشکسالی‌های پی در پی و کمبود منابع آبی در این مناطق تلقی شود.

اثبات رابطه U شکل معکوس، بین مصرف آب و ارزش‌افزوده کشاورزی در ایران، تأیید کننده این مطلب است که رشد کشاورزی منجر به کاهش در مصرف و برداشت از آب‌های سطحی و

زیرزمینی شده است. این یافته واقعیت مهمی را بیان می‌کند که استمرار رشد کشاورزی و عبور از بحران آب دو پدیده متضاد نیستند و با یک برنامه جامع توسعه پایدار، هم منابع آبی حفظ خواهد شد و هم کشاورزی به رشد خود ادامه خواهد داد.

در جدول (۴) آزمون ریشه واحد برای مقادیر باقی‌مانده ۶ مدل مورد استفاده برآورد شده است. نتایج برآورد نشان از آن دارد که بر پایه آماره IPS(A) همه باقی‌مانده در سطح یک درصد مانا می‌باشند. مانایی این باقی‌مانده‌ها نشان از این دارد که رگرسیون ساختگی وجود نداشته و ضریب‌های به‌دست آمده در همه مدل‌ها قابل اعتماد هستند.

جدول (۴) نتایج آزمون ریشه واحد برای باقی‌مانده مدل‌های برآورد شده

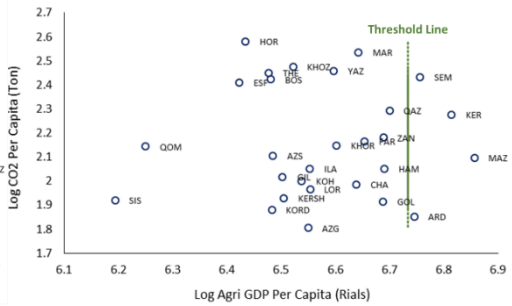
Summary Statistic	**Panel Unit Root**				
	Im-Pesaran-Shin[1]			Levin-Lin-Chu[2]	
Variable	A	B	**C**	**D**	**E**
مدل I	-۲/۶۶	-۱/۹۷	-۲/۲۸	-۳/۴۵	-۳/۴
	(۰/۰۰۳۸)	(۰/۰۲۴۲)	(۰/۰۱۱۰)	(۰/۰۰۰۳)	(۰/۰۰۰۳)
مدل II	-۱/۹۸	-۱/۳۴	-۱/۴۷	-۱/۸۷	-۲/۸۹
	(۰/۰۲۳۴)	(۰/۰۸۹۹)	(۰/۰۷۱۰)	(۰/۰۳۰۳)	(۰/۰۰۱۹)
مدل III	-۲/۳۱	-۱/۹۸	-۳/۵۲	-۵/۰۳	-۴/۱
	(۰/۰۱۰۳)	(۰/۰۲۳۷)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
مدل IV	-۶/۷۲	-۴/۵	-۲/۲۵	-۶/۶۶	-۴/۸۳
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۱۲۳)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
مدل V	-۶/۵۱	-۴/۳۱	-۲/۵۹	-۶/۹۲	-۵/۰۰۲
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۴۷)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
مدل VI	-۶/۷۵	-۴/۷۶	-۲/۳۱	-۶/۸۲	-۵/۰۹
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۱۰۲)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)

E: Common AR; Included Panel Mean;Not Included Time Trend
D: Common AR; Included Panel Mean;Included Time Trend
C: Common AR; Not Included Panel Mean;Not Included Time Trend
B: Panel Specific AR;Included Panel Mean;Not Included Time Trend
A: Panel Specific AR;Included Panel Mean;Included Time Trend
[1]Z-t-tilde-bar Statistic Reported
[2]Adjusted t* Statistic Reported
اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره احتمال هستند

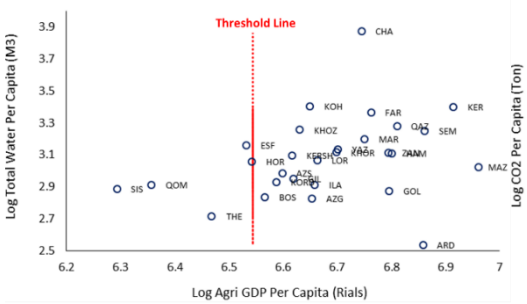
ماخذ: یافته های تحقیق

در نمودار (۵)، رابطه بین مقادیر لگاریتمی درآمد سرانه کشاورزی و میزان انتشار CO2 سرانه در هر استان به طور متوسط نشان داده شده است. نمودار (۶) هم نشان‌دهنده رابطه بین میزان لگاریتمی درآمد سرانه کشاورزی و مصرف سرانه آب در این بخش بوده است. در این دو نمودار، وضعیت هر استان نسبت به یکدیگر نشان داده شده است. نتایج این دو نمودار هم نشان می-دهد، در حالت انتشار CO2، استان‌های کمتری از حد آستانه عبور کرده‌اند، اما در رابطه بین آب و رشد کشاورزی، شمار استان‌هایی که از حد آستانه عبور کرده‌اند، بیشتر بوده است. بر این پایه

می‌توان بیان داشت که نظریه EKC در مورد مصرف سرانه آب با شدت بیشتری رخ داده است. یکی از دلایل این امر را می‌توان در کاهش در منابع آب کشور به علت خشکسالی‌ها دانست که باعث شده است که میزان مصرف آب کاهش یابد، از سوی دیگر افزایش بهره‌وری آب هم می‌تواند یکی دیگر از دلایل رخداد این پدیده باشد. همچنین آزادسازی قیمت انرژی که منجر به افزایش بهره‌وری آن شده است، آلاینده‌های زیست محیطی را کاهش داده است.



نمودار (۵) رابطه لگاریتم انتشار CO_2 و ارزش‌افزوده به تفکیک استان‌ها



نمودار (۶) رابطه لگاریتم مصرف سرانه آب و ارزش افزوده به تفکیک استان‌ها

جمع‌بندی و پیشنهادها

رشد کشاورزی می‌تواند بستری برای توسعه اقتصادی تلقی شود، اما چگونگی رشد آن تأثیر بسزایی در جهت‌گیری توسعه خواهد داشت. بخش کشاورزی به علت رابطه تنگاتنگی با بخش منابع طبیعی دارد، از آن تأثیر گرفته و بر آن تأثیر می‌گذارد. از این در طراحی، تدوین و اجرای برنامه‌های توسعه، بایستی به گونه‌ای عمل کرد، که با کمترین استفاده از منابع طبیعی، بالاترین ارزش‌افزوده کشاورزی ایجاد شود. تأیید وجود اثرات فضایی در انتشار CO_2 و مصرف آب به این معناست که برای مدیریت منابع آب و کنترل گازهای آلاینده بایستی یک سیاست جامع اتخاذ شود، به گونه‌ای که بتوان از اثرگذاریهای منفی که یک منطقه بر دیگر مناطق می‌گذارد، جلوگیری به عمل آورد.

در این تحقیق سعی شده است تا آزمون وابستگی و رابطه پیشین و پسین بین رشد اقتصادی و استفاده از منابع طبیعی در ایران در دوره آماری ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲ مورد آزمون واقع شود. بررسی ارتباط پیشین از نظریه کوزنتس برای بررسی رابطه بین میزان استفاده سرانه از آب در کشاورزی و میزان ارزش‌افزوده سرانه این بخش استفاده شده است. در مورد ارتباط پسین هم رابطه بین میزان انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن توسط بخش کشاورزی و ارزش‌افزوده سرانه

بررسی شده است. استفاده از مدلی که بتواند اثرات زمانی و مکانی را با هم نشان دهد در بررسی‌های معدودی مورد توجه قرار گرفته است (بارنت و برگستروم، ۲۰۱۰). نتایج برآورد در هر دو مدل نشان داد که رابطه U معکوس بین درآمد سرانه و مصرف آب و انتشار دی‌اکسید کربن برقرار بوده است، اما این منحنی در مورد مصرف آب با شدت بیشتری رخ داده است. از سوی دیگر برآورد به صورت فضایی نشان داد که هم میزان مصرف آب در بخش کشاورزی و هم میزان انتشار CO_2 توسط این بخش، با میزان این دو متغیر در مناطق مجاور رابطه مستقیم دارد. از این رو تاثیر سرریزهای انتشار آلایندگی و مصرف آب در مورد بخش کشاورزی ایران تایید شده است. از این‌رو، یکی از فرضیه‌های تحقیق مورد تایید واقع شده است (مانند بررسی‌های میرشجاعیان حسینی و رهبر (۱۳۹۰)، محمدزاده و همکاران (۱۳۹۰)، شهبازی و همکاران (۱۳۹۴)). برآورد مدل با استفاده از روش پویا دلالت بر این نکته دارد که میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف آب، بیش از آنکه متاثر از مقادیر این دو متغیر در مناطق مجاور داشته باشد، به میزان انتشار آن در همان مناطق در دوره‌های گذشته بستگی داشته است، از این‌رو تاثیر زمان بیش از تاثیر مکان می‌باشد. در رابطه بین مصرف آب و درآمد سرانه، شمار مناطق بیشتری از حد آستانه عبور کرده‌اند و در قسمت نزولی منحنی کوزنتس قرار گرفته‌اند، اما در انتشار گازهای آلاینده، هنوز استان‌های زیادی با حد آستانه فاصله دارند. دلیل این امر را می‌توان در بیشتر بودن درآمد سرانه کشاورزی در منحنی دی‌اکسید کربن-درآمد نسبت به منحنی آب-درآمد دانست. این نسبت درآمدی برابر ۱/۵۵ است. این نتیجه نیز نشان از تحقق فرضیه نخست مبنی بر ناهمگن بودن رابطه بین ارزش‌افزوده کشاورزی و منابع طبیعی در استان‌های مختلف ایران دارد.

با توجه به اینکه منحنی زیست محیطی کوزنتس در هر دو بخش مصرف آب و انتشار آلاینده‌های کشاورزی وجود داشته است، از این رو توسعه و رشد کشاورزی در ایران می‌تواند منجر به کنترل انتشار CO2 و مصرف آب در این بخش شود. اگرچه بررسی همسانی در این زمینه در داخل کشور صورت نگرفته است، اما مولایی و همکاران (۱۳۸۹) و واثقی و اسماعیلی (۱۳۸۸) وجود این منحنی را در ایران تائید کرده‌اند. البته برای استمرار این رشد، توصیه می‌شود سرمایه‌گذاری در افزایش بهره‌وری نهاده انرژی و آب در کشاورزی ادامه یابد. با توجه به اینکه وجود اثرات مجاورت در برداشت آب و انتشار CO_2 تائید شده است، از این رو در برآورد مدل‌هایی که به بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس می‌پردازند بهتر است با این روش مورد

آزمون قرار گیرند. به دلیل بزرگ‌تر بودن میزان درآمد در نقطه بازگشت منحنی دی‌اکسید کربن-درآمد، مناطق زیادی در ایران هنوز از این نقطه (نمودار ۵) نگذشته‌اند، در نتیجه توسعه و سرمایه‌گذاری در بخش انرژی‌های نو و کنترل آلاینده‌های زیست‌محیطی دارای اهمیت بیشتری است. از سوی دیگر برای بررسی‌های آینده پیشنهاد می‌شود که با پیش‌بینی میزان انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی و یا مصرف آب، استمرار رخداد فرضیه کوزنتس در آینده مورد آزمون قرار گیرد.

منابع

شهبازی ک، حمیدی رزی د، فشاری م. (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر در انتشار آلودگی هوا در کشورهای حوزهٔ دریای خزر: رهیافت مدل دوربین فضایی تابلویی. *محیط شناسی*، ۴۱ (۱): ۱۰۷-۱۲۷.

محمدزاده، پ.، فشاری، م.، اکبری، ا. (۱۳۹۱). آزمون فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای منطقه MENA (کاربرد اقتصادسنجی فضایی)، *اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.*

مرکز آمار ایران، *سالنامه‌های آماری، سال‌های مختلف.*

مولایی م، کاوسی کلاشمی م، رفیعی ح. (۱۳۸۹). بررسی رابطه همجمعی درآمد سرانه و انتشار دی اکسید کربن و وجود منحنی زیست محیطی دی اکسید کربن در ایران. *علوم محیطی*، ۸ (۱): ۲۰۵-۲۱۶.

میرشجاعیان حسینی، ح.، رهبر، ف. (۱۳۹۰). بررسی منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای آسیایی (مطالعهٔ موردی: گاز دی اکسید کربن و ذرات معلق)، *محیط‌شناسی*، ۳۷ (۵۸): ۱-۱۴.

واثقی ا، اسماعیلی ع. (۱۳۸۸). بررسی عوامل تعیین کننده انتشار گاز CO2 در ایران (کاربرد نظریه زیست محیطی کوزنتس). *محیط شناسی*، ۳۵ (۵۲): ۹۹-۱۱۰.

AlMulali, U., Weng-Wai, C., Sheau-Ting, L., Mohammed, A.H. (2015). Investigating the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis by utilizing the ecological footprint as an indicator of environmental degradation. *Ecological Indicators* 48 (2015) 315–323.

Anselin, L. (1988). Spatial Econometrics, Methods and Models, *Kluer Academic, Boston*.

Arellano, M., Bond, S., (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carloevidence and an application to employment equations. *Rev. Econ. Stud*. 58,277–297.

Aslanidis, N. (2009). Environmental Kuznets Curves for Carbon Emissions: *A Critical Survey. Available at: http://ageconsearch.umn.edu*

Auffhammer, M., Carson, R.T. (2008). Forecasting the path of China's Co2 Emissions using province level information. *Journal of Environmental Economics and Management*. 55: 229-247.

Baltagi, B., (2009). Econometric Analysis of Panel Data. *John Wiley and Sons Ltd., UK.*

Barbier, E. (2004). Water and Economic Growth. *The Economic Record*, 80(248): 1–16.

Beckerman, W., (1992). Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment? *World Development* 20, 481–496.

Bhattarai, M., (2004). Irrigation Kuznets Curve Governance and Dynamics of IrrigationDevelopment: a Global Cross-country Analysis from 1972 to 1991. *InternationalWater Management Institute, Colombo, Sri Lanka.*

Blundell, R., Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel datamodels. *Journal of Econometrics*. 87(1):115-143

Burnett, J.W., Bergstrom, J.C., (2010). U.S. State-level carbon dioxide emissions: A spatialtemporal econometric approach of the environmental Kuznets curve. Faculty Series No 96031 from the University of Georgia, *Department of Agricultural and Applied Economics.*

Choi, I., (2001). Unit root tests for panel data. J. Int. Money Finance 20, 249–272.

Cole, M.A., (2004). Economic growth and water use. *Applied Economics Letters* 11, 1–4.

Costantini, V., Mazzanti, M., Montini, A., (2013). Environmental performance, innovationand spillovers. *Evidence from a regional NAMEA. Ecol. Econ*. 89, 101–114.

Debarsy, N., Ertur, C., LeSage, J.P. (2011). Interpreting dynamic space-time panel data models.*Statistical Methodology*, 9(1-2): 158-171.

Donfouet, H.P.P., Jeanty, W.P., Malin, E. (2013). A spatial dynamic panel analysis of the environmental Kuznets curve in European countries. *Working paper, Available at: http://crem.univ-rennes1.fr/wp/2013/201318.pdf*

Duarte, R., et al., (2011). Looking backward to look forward: water use and economicgrowth from a long-term perspective. *Working Paper AEHE DT-1104. AsociaciónEspañola de Historia Económica.*

Duarte, R., Pinilla, V., Serrano, A. (2013). Is there an environmental Kuznets curve for water use? A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling* 31 (2013) 518–527.

Elhorst, J.P. (2011). Spatial panel Model. Working Paper. *Available at: http://www.york.ac.uk/media/economics/documents/seminars/2011-12/ Elhorst _November2011.pdf*

Fredriksson, P., Millimet, D.L. (2002). Strategic Interaction and Determination of Environmental Policy across U.S. States. *Journal of Urban Economics*, 51(1): 101-122.

Germani, A.R., Morone, P., Testa, G. (2014). Environmental justice and air pollution: A case study on Italian provinces. *Ecological Economics* 106 (2014) 69–82.

Gleick, P., (2003). Water use. *Annual Review of Environment and Resources*. 28, 275-314.

Goklany, I.M., (2002). Comparing 20th century trends in U.S. and global agriculturalwater and land use. *Water Int.* 27 (3), 321-329.

Grossman, G.M. Krueger, A.B. (1991). Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement. *National Bureau of Economic Research Working Paper* 3914. NBER, Cambridge, MA.

Hemati, A., Mehrara, M., Sayehmiri, A., (2011). New vision on the relationship betweenincome and water withdrawal in industry sector. *Natural Resources.* 2 (3):191-196.

Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels.J. Econ. 115, 53–74.

Jia, S., Yang, H., Zhang, S., Wang, L., Xia, J., (2006). Industrial water use Kuznets curve:evidence from industrialized countries and implications for developing countries. J. *Water Resour. Plan. Manag*. 132 (3), 183-191.

Kaika, D., Zervas, F. (2013).The Environmental Kuznets Curve (EKC) theory-Part A: Concept, causes and the CO2 emissions case. *Energy Policy* 62 (2013) 1392–1402

Kaika, D., Zervas, F. (2013).The environmental Kuznets curve (EKC) theory. Part B: Critical issues. *Energy Policy* 62 (2013) 1403–1411.

Kander, A., Lindmark, M., (2004). Energy consumption, pollutant emissions and growth in the long run: Sweden through 200 years. *European Review of Economic History*. 8, 297–335.

Katz, D. (2015). Water use and economic growth: reconsidering the EnvironmentalKuznets Curve relationship. *Journal of Cleaner Production*. 88 (2015) 205-213

Keller, W. (2004). International Technology Diffusion. *Journal of Economic Literature*. 42(3): 752-782.

Kuznets, S., (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 65: 1–28.

Maddala, G.S., Wu, S.A., (1999). Comparative study of unit root tests with panel dataand a new simple test. *Oxford Bull. Econ. Stat.* 108, 1–24.

Maddison, D. (2006). Environmental Kuznets Curves: A Spatial Econometric Approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(2): 218-230.

Marrero, G.A. (2010). Greenhouse gases emissions, growth and the energy mix in Europe. *Energy Economics*, 32(6): 1356–1363.

Nakicenovic, N., et al., (2000). Special report on emissions scenarios. *In: Nakicenovic, N., Swart, R. (Eds.), IPCC Special Reports. IPCC.*

Rock, M.T., (1998). Freshwater use, freshwater scarcity, and socioeconomic development.*J. Environ.* Dev. 7 (3), 278-301.

Rupasingha, A., Goetz, S.J., Debertin, D.L., Pagoulatos, A. (2004). The environmental Kuznets curve for US counties: A spatial econometric analysis with extensions. *Paper in Regional Science*. 83: 407-424.

WWAP, (2009). The United Nations World Water Development Report 3: Water in a Changing World. *UNESCO publishing, Paris*.