مطالعه اثرات بلندمدت رشد بخش کشاورزی بر آلودگی آب در ایران: کاربرد منحنی زیست محیطی کوزنتس

حمید امیر نژاد [۱] سکینه فاضلیان [۲]

۱. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

چکیده:

به موازات کاهش کیفیت محیط زیست در بلندمدت در سرتاسر جهان، بسیاری از کشورها به بررسی عوامل تعیین‌کننده تخریب محیط زیست پرداخته‌اند که یکی از این عوامل مهم رشد بخش‌های مختلف اقتصادی است. با توجه به اهمیت موضوع، این مطالعه به بررسی اثرات رشد بخش کشاورزی بر آلودگی آب در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس (EKC) برای سال‌های ۹۰-۱۳۵۹ می‌پردازد. برای دستیابی به این هدف، از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط N شکل معکوسی بین لگاریتم شاخص آلودگی آب و لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بخش کشاورزی وجود دارد. به طوری که نقاط بازگشت درآمد واقعی بخش کشاورزی ۱۳۳۵۹ و ۵۱۰۲۱ میلیارد ریال می‌باشند. همچنین، یک درصد افزایش در تجارت بخش کشاورزی باعث افزایش ۰/۰۷ درصدی آلودگی آب می‌شود. به عبارت دیگر، واردات محصولات کشاورزی آلوده به کیفیت محیط زیست آسیب می‌رساند. تراکم جمعیت روستایی اثر مثبت و معنی‌داری بر آلودگی دارد. یافته‌های الگوی تصحیح خطا نیز بیانگر سرعت بالای تعدیل در آلودگی آب است.

طبقه‌بندی JEL : O13,Q1,Q5,Q53

کلمات کلیدی: رشد بخش کشاورزی، آلودگی آب، منحنی زیست محیطی کوزنتس

مقدمه

به موازات توسعه‌ی اقتصادی و صنعتی شدن کشورها، مشکلات و مسائل آلودگی نیز در حال افزایش است. معمولاً تولید محصولات همراه با آلودگی آب، هوا و خاک می‌باشد. علاوه بر این، وقتی کشورها در جریان توسعه اقتصادی قرار می‌گیرند به مسائل آلودگی ایجاد شده در فرآیند تولید توجه می‌کنند که به موجب آن آسیبی به افراد تحمیل نشود (۳۳). بر این اساس، طی دهه‌های اخیر برخی از طرفداران محیط زیست از دیدگاه شکست بازار با تجارت آزاد و رشد اقتصادی انتقاد کرده و دخالت دولت را ضروری دانسته‌اند. از طرف دیگر، گروهی معتقدند برای دستیابی به محیط زیست سالم‌تر و توسعه اقتصادی، رشد اقتصادی لازم است. لذا، رفته رفته موضوع تعارض میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست به یکی از موضوعات مورد بحث در حوزه‌ی اقتصاد محیط زیست تبدیل شد؛ به طوری که امروزه کشورها به اهمیت مسائل زیست محیطی پی برده و حسب احساس نیاز و متقابلاً خطر نسبت به این مسأله به وضع برخی قوانین در سطح ملی و یا تنظیم توافقنامه‌های بین‌المللی پرداخته‌اند. به نظر می‌رسد در این راستا کشورها به دنبال کاهش تخریب محیط زیست و همزمان طی نمودن مراحل توسعه می‌باشند. با این حال، رشد بخش‌های اقتصادی کشور به خاطر فرآیند صنعتی شدن منتج به آلودگی آب و هوا می‌شود.

در میان بخش‌های مختلف اقتصادی، بخش کشاورزی به عنوان بزرگترین مصرف‌کننده آب شیرین است. زیرا به طور متوسط، هر هکتار زمین کشت شده در سال، بین دوازده تا چهارده هزار هکتار آب مصرف می‌کند و کل زمین‌های زیر کشت کشور را حدود ۲۲۰ میلیون هکتار برآورد کرده‌اند (۳). به جز مواردی همچون تبخیر و تعرق که نوعی از دست رفتن آب محسوب می‌شود، آب‌های کشاورزی همواره طی زنجیره‌ای به آب‌های سطحی و سفره‌های زیرزمینی باز می‌گردند. با این حال، کشاورزی هم عامل و هم قربانی آلودگی آب است. به دلیل تخلیه‌ی مواد آلوده‌کننده و رسوبات به آب های سطحی و زیرزمینی، از بین بردن خاک در راهبردهای ناکارآمد کشاورزی و شور و غرقابی شدن زمین‌های تحت آبیاری، کشاورزی عامل آلودگی است. در مقابل، استفاده از فاضلاب و آب‌های سطحی و زیرزمینی آلوده باعث آلودگی محصول شده و موجب انتقال امراض از محصولات به مصرف‌کننده و همچنین کارگران مزرعه می‌شود. بنابراین، کشاورزی می‌تواند قربانی آلودگی آب شود (۶).

ارتباط بین رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست موضوع مطالعات مختلف در چند دهه اخیر شده است. برخی مطالعات تجربی نشان دادند بین فعالیت اقتصادی که معمولاً بوسیله درآمد سرانه اندازه‌گیری می‌شود، و کیفیت محیط زیست ارتباط U شکل معکوس وجود دارد. به عبارت دیگر، در مراحل اول رشد اقتصادی با افزایش درآمد سرانه کاهش کیفیت محیط زیست زیاد می‌شود، اما بعد از نقطه بازگشت با افزایش درآمد سرانه کاهش کیفیت محیط

زیست کم می‌شود. این الگوی زیست محیطی به دلیل مشابهت با ارتباط بین سطح نابرابری با درآمد سرانه که توسط کوزنتس[1] در سال ۱۹۹۵ در نظر گرفته شده است، منحنی زیست محیطی کوزنتس[2] (EKC) نامیده می‌شود (۲۶).

بررسی‌ها علت ارتباط بین افزایش درآمد واقعی و کیفیت محیط زیست را سه اثر مقیاس، ترکیب محصولات و تکنولوژی ذکر می‌کنند (۳۲، ۲۸، ۱۹). اثر مقیاس بدین معنی است که وقتی اقتصاد بزرگ می‌شود، آلودگی بیشتری هم تولید می‌شود. اثر ترکیب محصولات بیان می‌کند زمانی که درآمد سرانه رشد می‌کند، ترکیب محصولات در بین بخش‌های اقتصادی که از نظر تولید آلودگی متفاوت هستند، تغییر می‌کند. اثر تکنولوژی نیز به معنی آن است که بخش‌های اقتصادی تکنولوژی‌های با آلودگی کمتر را برای تولید محصولات خود انتخاب می‌کنند، بنابراین کاهش انتشار باعث کاهش آلودگی می‌شود. به طور خلاصه، زمانی که اقتصادی رشد می‌کند، آلودگی از طریق اثر مقیاس افزایش می‌یابد، در حالی که از طریق دو اثر ترکیب محصولات و تکنولوژی کاهش می‌یابد. بنابراین، فرضیه کوزنتس بدین معنی است که وقتی اقتصاد کشورها رشد می‌کند، در مرحله اول کیفیت محیط زیست آنها کاهش می‌یابد (اثر مقیاس بزرگتر از دو اثر ترکیب محصولات و تکنولوژی است) و سپس در مراحل بعدی بهبود می‌یابد (اثرات ترکیب محصولات و تکنولوژی بزرگتر از اثر مقیاس می‌شود).

پیشینه تحقیق

از اوایل دهه ۱۹۹۰، به پیروی از مطالعه‌ی اثرات زیست محیطی توافق تجارت آزاد امریکای شمالی توسط گروسمن و کروئگر (۲۹) و مطالعات شافیک و باندیوپادیای (۴۰) و پانادوتو (۳۸) منحنی زیست محیطی کوزنتس موضوع تحقیقات تجربی شد.

اکثر مطالعات با استفاده از داده‌های مقطعی[3] و پانل[4] به بررسی ارتباط بین درآمد سرانه و شاخص‌های مختلف زیست محیطی پرداخته‌اند. هر چند از یک دیدگاه صرفاً اقتصاد سنجی، برخی از این مطالعات نتایجی موافق با فرضیه کوزنتس را بدست آورده‌اند، لیکن این نتایج نمی‌تواند به روشنی بیان کند که کدام یک از کشورها در نمونه مورد بررسی همان مسیر پیش‌بینی شده برای کل کشورها را طی کرده‌اند. در همین راستا، مطالعات تجربی گروسمن و کروئگر (۳۰)، بادفورد و همکاران (۱۶) و کول (۱۸) در بررسی رابطه بین درآمد و آلودگی ناشی از دی‌کسید سولفور (SO_2) در چندین کشور با استفاده از منحنی زیست محیطی کوزنتس و داده‌های مقطعی و پانل نقطه بازگشت درآمدی بین ۴۰۰۰ تا ۸۰۰۰ دلار را پیش‌بینی کردند. به طوری که، این مقادیر پیش‌بینی شده بسیار بالاتر از

[1] Kuznets
[2] Environmental Kuznets Curve (EKC)
2- Cross-section
3- Panel

درآمد سرانه اغلب کشورهای در حال توسعه بود. نتایج مطالعه لی و همکاران (۳۳) دلالت بر تأیید فرضیه کوزنتس برای آلودگی آب در امریکا و اروپا و رد این فرضیه در افریقا، آسیا و اقیانوسیه دارد. آنها، تفاوت‌های منطقه‌ای منحنی زیست محیطی کوزنتس برای آلودگی آب را علت این یافته‌های متفاوت می‌دانند.

در ادبیات منحنی زیست محیطی کوزنتس، تعداد اندکی از مطالعات با استفاده از داده‌های سری زمانی تنها روی یک کشور تمرکز کرده‌اند. در میان مطالعاتی که وجود شکل خاصی از منحنی زیست محیطی کوزنتس را تأیید کرده‌اند، می توان به مطالعه لیندمارک (۳۴) برای سودان، دی و گارفتون (۲۱) برای کانادا، ایگل (۲۳) برای آلمان و آنگ (۱۴) برای فرانسه اشاره نمود. از این بررسی ها، نتایج مهمی با توجه به خصوصیات خاص هر کدام از این کشورها به دست آمد. آکبوستانکی و همکاران (۱۳) بر این عقیده‌اند که تنها مطالعات تک کشوری واقعاً می‌تواند به وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس برای آلوده‌کننده‌های مختلف جواب دهد. آنها مطالعه EKC را برای کشور ترکیه در سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۶۸ برای گازهای SO_2، CO_2 و PM_{10} با استفاده از تحلیل رگرسیونی انجام دادند. نتایج این مطالعه فرضیه کوزنتس را در این کشور تأیید نکرد. از نظر نویسندگان مقاله، آلودگی در کشور ترکیه به طور خورکار با رشد اقتصادی به وجود نمی‌آید.

استدلال‌های بیشتری در مورد استفاده از داده‌های سری زمانی توسط لیست و گالت (۳۵) ارائه شده است. این محققان ارزش‌های مختلفی را برای نقاط بازگشتی درآمد در میان ایالت‌های متحده امریکا برای گازهای SO_2 و CO_2 پیدا کردند. به بیانی دیگر، ایالت‌های امریکا با نامتقارنی شدیدی با توجه به میزان آلوده کننده‌های خود مواجه شدند. از آنجا که فرض بر آن است که امریکا در مقایسه با نمونه کشورهای دیگر متقارن‌تر است، این مطالعه از مزایای تخمین‌های سری زمانی نسبت به تخمین‌های مقطعی و پانل حمایت می کند.

در ایران، مطالعات اندکی در مورد بررسی فرضیه زیست محیطی کوزنتس انجام شده است. مطالعات انجام شده بیشتر فرضیه EKC برای ایران را در گروه کشورها مورد مطالعه قرار داده است. به عنوان مثال، پورکاظمی و ابراهیمی (۲) فرضیه مذکور را در قالب داده‌های پانل برای کشورهای خاورمیانه آزمون کردند و در آن فرضیه کوزنتس رد شد. پژویان و مراد حاصل (۱) نیز به نتیجه مشابهی برای ۶۷ کشور جهان، از جمله ایران، رسیدند. در حالیکه زیبایی و شیخ‌زین‌الدین (۴) فرضیه کوزنتس را برای کشورهای توسعه یافته تأیید و برای کشورهای در حال توسعه رد کردند. در مطالعه حاضر با توجه به مزیت داده‌های سری زمانی از این نوع داده‌ها برای تحلیل استفاده شده است.

فطرس و همکاران (۱۱) در بررسی رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت به این نتیجه رسیدند که در بدو امر افزایش درآمد با تخریب زیست محیطی همراه بوده است اما با تداوم رشد و واردات تکنولوژی‌های کمتر آلاینده کیفیت زیست محیطی این کشورها بهبودیافته است. بنابراین فرضیه‌ی زیست محیطی

کوزنتس در این کشورها صادق می‌باشد. محمدباقری (۸) در مطالعه‌ای به بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۶۵ در ایران پرداخته است که نتایج نشان می‌دهد که شکل U وارون منحنی زیست محیطی کوزنتس در شرایط ایران مورد تایید نیست. نصراللهی و غفاری گولک (۹) به بررسی رابطه آلاینده‌های زیست محیطی و رشد اقتصادی ایران با استفاده از داده‌های تابلویی و اطلاعات ۲۸ استان کشور پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین درآمد سرانه و کیفیت محیط زیست برای CO و NO_X یک رابطه N شکل و برای SO_2 رابطه‌ای U شکل است. صادقی (۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه انتشار گاز دی اکسید کربن و آلودگی آب در ایران با نگرش اقتصاد محیط زیست پرداخته است که نتایج نشان داد منحنی زیست محیطی کوزنتس برای هر دو شاخص میزان انتشار گاز دی اکسید کربن و آلودگی آب تأیید گردیده و متغیرهای تراکم جمعیت و نرخ رشد جمعیت شهرنشینی اثر منفی و معناداری بر شاخص‌های کیفیت زیست محیطی دارند. نیکو اقبال و همکاران (۱۰) در مطالعه ای به بررسی رابطه‌ی علّی پویا بین متغیرهای رشد مصرف انرژی، رشد اقتصادی و رشد انتشار دی اکسید کربن با استفاده از رویکرد داده‌های تلفیقی پویا و تکنیک GMM-SYS در بلندمدت برای گروه‌های مختلف درآمدی پرداختند که نتایج نشان می‌دهد با توجه به این که روند کاهشی شدت انتشار دی اکسید کربن نسبت به درآمد در گروه‌های مختلف درآمدی منحنی زیست محیطی کوزنتس را تأیید می کند، صحت منحنی زیست محیطی کوزنتس با استفاده از تکنیک DOLS در اتمامی کشورهای مورد بررسی رد و منحنی N شکل را تأیید می‌شود.

سؤال‌های تحقیق

مطالعه حاضر در پی یافتن پاسخ به این سؤال است که آیا رابطه بین آلودگی آب و تولید ناخالص بخش کشاورزی U شکل معکوس هست یا خیر؟ به عبارت دیگر، آیا بر اساس فرضیه EKC رشد بخش کشاورزی در ایران درمانی برای حل مشکلات ناشی از آلودگی آب در آینده می‌باشد؟

مواد و روش‌ها

به منظور دستیابی به هدف مطالعه مدل زیست محیطی کوزنتس (EKC) به صورت زیر ارائه شده است (۳۳):

$$LnBOD_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnGDP_t + \alpha_2 (LnGDP_t)^2 + \alpha_3 (LnGDP_t)^3 + \alpha_4 LnPOP_t + \alpha_5 LnTRADE + \alpha_6 DUMMY + \varepsilon_t \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، $LnBOD_t$ لگاریتم شاخص آلودگی آب یا مقدار اکسیژن موجود در آب که توسط ارگانیسم‌های زیست محیطی در زمان t مصرف می‌شود. $LnGDP_t$، $Ln(GDP_t)^2$ و $Ln(GDP_t)^3$ لگاریتم توان‌های مختلفی از

تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه کشاورزی را در زمان t نشان می‌دهد. همراه با رشد اقتصادی و افزایش در درآمد، افراد سطوح بالایی از کیفیت محیط زیست را تقاضا می‌کنند. $LnPOP_t$ تراکم جمعیت در مناطق روستایی را نشان می‌دهد. زمانی که فشار جمعیت زیاد می‌شود، کیفیت محیط زیست ممکن است کاهش یابد. $LnTRADE_t$ نشان-دهنده درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی در زمان t می‌باشد که بوسیله نسبت صادرات و واردات محصولات کشاورزی به GDP واقعی این بخش اندازه‌گیری می‌شود. متغیر مجازی جنگ نیز با DUMMY مشخص شده است. عبارت ε_t بیانگر جمله خطا می‌باشد.

در این مطالعه از معادله (۱) استفاده می‌شود تا فرم‌های مختلف ارتباط بین درآمد واقعی در بخش کشاورزی و کاهش کیفیت محیط زیست بصورت زیر برآورد شود (۳۳):

- اگر $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$ باشد، به معنای عدم وجود ارتباط بین LnGDP کشاورزی و LnBOD می‌باشد.
- اگر $\alpha_1 \neq 0$ و $\alpha_2 = \alpha_3 = 0$ باشد، یعنی تابع خطی است. به طوری که اگر $\alpha_1 > 0$ باشد، یک ارتباط در حال افزایش یکنواخت بین LnGDP کشاورزی و LnBOD وجود دارد. در حالی که اگر $\alpha_1 < 0$ باشد، یک ارتباط در حال کاهش یکنواخت بین LnGDP کشاورزی و LnBOD وجود دارد.
- اگر $\alpha_1 \neq 0$، $\alpha_2 \neq 0$ و $\alpha_3 = 0$ باشد، یعنی تابع درجه دوم است. به طوری که اگر $\alpha_1 > 0$ و $\alpha_2 < 0$ باشد به معنای وجود ارتباط U شکل معکوس بین LnGDP کشاورزی و LnBOD می‌باشد. در حالی که اگر $\alpha_1 < 0$ و $\alpha_2 > 0$ باشد ارتباط بین LnGDP کشاورزی و LnBOD، U شکل خواهد بود. بنابراین، نقطه بازگشت برابر است با $-\frac{\alpha_1}{2\alpha_2}$.
- اگر $\alpha_1 \neq 0$، $\alpha_2 \neq 0$ و $\alpha_3 \neq 0$ باشد، یعنی تابع درجه سوم است. به طوری که اگر $\alpha_1 > 0$، $\alpha_2 < 0$ و $\alpha_3 > 0$ باشد، آنگاه ارتباط N شکل بین LnGDP کشاورزی و LnBOD وجود دارد. در حالی که اگر $\alpha_1 < 0$، $\alpha_2 > 0$ و $\alpha_3 < 0$ باشد، این ارتباط به صورت N شکل معکوس خواهد بود.

اگر اکثر افرادی که در مناطق روستایی زندگی می‌کنند نسبت به کیفیت محیط زیست خود بیشتر نگران باشند، آنگاه علامت α_4 منفی است. در حالی که علامت α_4 مثبت است، اگر اکثر افراد تولید آلودگی کنند. همچنین، علامت پارامتر α_5 می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اگر واردات کالاهای آلوده کشاورزی بیشتر از صادرات کالاهای آلوده باشد، ارتباط بین لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی و لگاریتم درآمد واقعی سرانه این بخش مثبت است ($\alpha_5 > 0$). اما، اگر صادرات کالاهای آلوده بسیار بیشتر از واردات کالاهای آلوده باشد، علامت ضریب α_5 منفی می‌شود. (۳۳).

با استفاده از ضرایب معادله (۱) می‌توان کشش بلندمدت آلودگی آب - تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی را به صورت رابطه (۲) محاسبه نمود:

$$\varepsilon_i = \frac{\partial \text{LnBOD}}{\partial \text{LnGDP}} = \hat{\alpha}_{1i} + 2\hat{\alpha}_{2i}\text{LnGDP} + 3\hat{\alpha}_{3i}(\text{LnGDP})^2 \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، ε_i کشش بلندمدت آلودگی آب - تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی، $\hat{\alpha}_{1i}$، $\hat{\alpha}_{2i}$ و $\hat{\alpha}_{3i}$ بترتیب ضرایب بلندمدت متغیرهای LnGDP، $(\text{LnGDP})^2$ و $(\text{LnGDP})^3$ می‌باشند.

برای تخمین رابطه (۱)، از تکنیک همجمعی[5] استفاده می‌شود. چندین روش برای انجام تحلیل همجمعی وجود دارد. از جمله روش بر اساس پسماند[6] که توسط انگل و گرانجر (۲۴) و روش حداکثر درستنمایی که به وسیله جوهانسون و جوسیلیوس (۳۲) پیشنهاد شده است. محدودیت دو روش مذکور آن است که متغیرهای موجود در مدل باید از درجه جمعی یکسانی برخوردار باشند. برای غلبه بر این مشکل پسران و همکاران (۳۹) روش جدیدی را پیشنهاد کردند که به عنوان الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL[7]) برای تحلیل همجمعی بکار می‌رود که نیازی به طبقه‌بندی متغیرها به I(0) یا I(1) ندارد. بنابراین، در این مطالعه این روش انتخاب شد. فرم کلی مدل ARDL برای معادله (۱) در رابطه (۳) آمده است:

$$\begin{aligned}\text{LnBOD}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{r}\alpha_{1i}\text{LnBOD}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_1}\beta_{1i}\text{LnGDP} + \sum_{i=1}^{k_2}\beta_{2i}(\text{LnGDP}_{t-i})^2 \\ + \sum_{i=1}^{k_3}\beta_{3i}(\text{LnGDP}_{t-i})^3 + \sum_{i=1}^{k_4}\beta_{4i}\text{LnPOP}_{t-i} + \sum_{i=1}^{k_5}\beta_{5i}\text{LnTRADE}_{t-i}\end{aligned} \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، $\sum_{i=1}^{r}\alpha_{1i}\text{LnBOD}_{t-i}$ مجموعه‌ای از متغیرهای وابسته با وقفه، $\sum_{i=1}^{k_1}\beta_{1i}\text{LnGDP}$، $\sum_{i=1}^{k_2}\beta_{2i}(\text{LnGDP}_{t-i})^2$ و ... مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل با وقفه و α_0، α_{1i}، β_{1i}، β_{2i} و ... ضرایب جملات رگرسیون (پارامترهای مورد برآورد مدل) هستند. برای برآورد الگوی ARDL، ابتدا باید رابطه را با روش OLS برای همه ترکیب‌های ممکن براساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه‌های متغیر توسط پژوهشگر با توجه به تعداد مشاهدات و ماهیت الگو تعیین می‌شود. سپس بر اساس یکی از چهار ضابطه آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین و R^2، یکی از رگرسیون‌های برآورد شده انتخاب می‌گردد. در مرحله بعد، با استفاده از ضرایب این جدول فرضیه صفر وجود ریشه واحد (عدم همجمعی) بین متغیرهای تابع مورد آزمون قرار می‌گیرد: کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام

[5] Cointegration
[6] Residual-based Approach
[7] Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

آزمون فوق از رابطه (۴) که توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۵) پیشنهاد شده است، محاسبه می‌گردد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{r} \hat{\alpha}_{1i} - 1}{\sum_{i=1}^{r} S_{\hat{\alpha}_{1i}}} \quad (۴)$$

افزون بر این، در مطالعه حاضر، آزمون‌های پایداری CUSUM[۸] و CUSUMQ[۹] پیشنهادی بوسیله براون و همکاران (۱۷) انجام می‌شود. اخیراً، اکثر مطالعات این آزمون‌های پایداری را به همراه تحلیل همجمعی انجام می‌دهند، زیرا حتی وقتی که رابطه همجمعی بین متغیرها تأیید می‌شود، اما به پایداری مدل تخمین زده شده اشاره‌ای نمی‌کند. بنابراین، لازم است که پایداری مدل بوسیله آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ بررسی شود.

در این مطالعه داده‌های سری زمانی سال‌های ۹۰-۱۳۵۹ بکار گرفته شده است. شاخص آلودگی آب (BOD) برای سال‌های ۸۳-۱۳۵۹ از بانک جهانی و برای سال‌های ۹۰-۱۳۸۴ با مراجعه به سازمان محیط زیست کشور، تولید ناخالص داخلی کشاورزی از سایت بانک مرکزی، مقدار صادرات و واردات کشاورزی از سالنامه‌های آمار بازرگانی خارجی، جمعیت در مناطق روستایی از سایت سازمان غذا و خواربار جهانی (FAO) جمع‌آوری گردید.

نتایج و بحث (تجزیه و تحلیل داده‌ها)

در ابتدا به منظور تعیین درجه جمعی متغیرها، ایستایی آنها با استفاده از روش دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF[۱۰]) مورد بررسی قرار گرفت که نتایج این قسمت در جدول (۱) آورده شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود تنها متغیر تولید ناخالص داخلی کشاورزی در سطح ایستا یا I(0) می‌باشد، در حالی که متغیرهای شاخص آلودگی آب، تراکم جمعیت روستایی و درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی غیر ایستا هستند، اما تفاضل مرتبه اول آنها ایستا و یا I(1) می‌باشد.

[8] Cumulative Sum
[9] Cumulative Sum of Squares
[10] Augmented Dickey-Fuller (ADF)

جدول (۱): نتایج آزمون ایستایی متغیرها

نام متغیر	درجه همجمعی	تعداد وقفه بهینه	سطح معنی‌داری	وضعیت
LnBOD: لگاریتم شاخص آلودگی آب	I(۱)	۲	همه سطوح	بدون عرض از مبدأ و با روند
LnGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	I(0)	۲	همه سطوح	بدون عرض از مبدأ و با روند
LnPOP: لگاریتم تراکم جمعیت روستایی	I(1)	۰	همه سطوح	با عرض از مبدأ و بدون روند
LnTRADE: لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی	I(1)	۲	همه سطوح	با عرض از مبدأ و بدون روند

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه‌مدت (۲، ۲، ۲، ۲، ۲، ۲) ARDL انتخابی بر اساس معیار شوارتز بیزین

نام متغیر	ضرایب	انحراف معیار
LnBOD(−1): لگاریتم شاخص آلودگی آب با یک وقفه	۰/۴۱۹*	۰/۱۲۸
LnBOD(−2): لگاریتم شاخص آلودگی آب با دو وقفه	−۰/۴۰۵*	۰/۱۳۲
LnGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	−۲۱۳/۴۳۴*	۳۵/۵۳۸
LnGDP(−1): لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با یک وقفه	−۲۸/۹۸۴	۱۷/۸۸۱
LnGDP(−2): لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با دو وقفه	۹۴/۵۴۱*	۱۸/۶۱۷
$(LnGDP)^2$: مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	۲۰/۸۴۰*	۳/۵۵۲
$(LnGDP)^2(-1)$: مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با یک وقفه	۳/۶۹۰	۲/۰۶۰
$(LnGDP)^2(-2)$: مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با دو وقفه	−۹/۹۳۳*	۰/۰۲۱
$(LnGDP)^3$: مکعب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	−۰/۶۷۴*	۰/۱۱۸
$(LnGDP)^3(-1)$: مکعب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با یک وقفه	−۰/۱۴۹*	۰/۰۷۷
$(LnGDP)^3(-2)$: مکعب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با دو وقفه	۰/۳۴۵*	۰/۰۷۲
LnPOP: لگاریتم تراکم جمعیت روستایی	۰/۰۷۳*	۰/۰۲۱
LnPOP(−1): لگاریتم تراکم جمعیت روستایی با یک وقفه	−۰/۰۰۴	۰/۰۱۶
LnPOP(−2): لگاریتم تراکم جمعیت روستایی با دو وقفه	۰/۰۲۵	۰/۰۱۳
LnTRADE: لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی	۰/۲۳۱*	۰/۰۱۳
LnTRADE(−1): لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی با یک وقفه	−۰/۱۲۵*	۰/۰۲۹
LnTRADE(−2): لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی با دو وقفه	۰/۰۶۷*	۰/۰۲۳

متغیر مجازی جنگ	-۰/۲۶۶*	۰/۰۸۲
عرض از مبدأ	۵۰۸/۱۴۵*	۸۴/۱۸۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی‌داری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.

بر اساس الگوی ARDL برای مدل مورد مطالعه، تعداد وقفه‌های بهینه در برآورد ضرایب کوتاه‌مدت از طریق ضابطه شوارتز- بیزین که در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند، ۲ در نظر گرفته شده است که نتایج آن در جدول (۲) آمده است:

اطلاعات مندرج در جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیرهای $LnGDP(-1)$، $(LnGDP)^2(-1)$، $LnPOP(-1)$ و $LnPOP(-2)$ معنی‌دار نیستند. جهت بررسی روابط بلندمدت و با توجه به اینکه طول وقفه برای متغیر وابسته ۲ در نظر گرفته شده است، مقدار آماره t با استفاده از رابطه (۴)، ۳/۷۹- بدست می‌آید. از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۵) در سطح اطمینان ۱۰ درصد برابر با ۳/۴۶- می‌باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی متغیرها رد شده و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل برقرار است. نتایج حاصل از رابطه بلندمدت در جدول (۳) آمده است:

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل (۲، ۲، ۲، ۲، ۲) ARDL

نام متغیر	ضرایب	انحراف معیار
$LnGDP$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	-۱۴۹/۹۹۲*	۳۵/۹۵۱
$(LnGDP)^2$: لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	۱۴/۸۰۵*	۳/۵۹۱
$(LnGDP)^3$: لگاریتم مکعب تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	-۰/۴۸۵*	۰/۱۱۹
$LnPOP$: لگاریتم تراکم جمعیت روستایی	۰/۰۹۵*	۰/۰۱۷
$LnTRADE$: لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی	۰/۱۷۶*	۰/۰۱۰
متغیر مجازی جنگ	-۰/۲۷۰*	۰/۰۷۶
عرض از مبدأ	۵۱۵/۴۱۰*	۱۱۹/۷۸۶
$LnGDP^{min}$: نقطه بازگشت حداقل	۹/۵۰	
$LnGDP^{max}$: نقطه بازگشت حداکثر	۱۰/۸۴	

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی‌داری در سطح ۵ درصد را نشان می دهد.

بر اساس یافته‌های جدول (۳)، همه ضرایب برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار هستند، که فرضیه وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند.

ضریب منفی لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی ($LnGDP$) نشان از کاهش سطح آلودگی آب به

ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی دارد. به عبارت دیگر، میزان آلودگی آب همراه با رشد بخش کشاورزی روند نزولی داشته است. همانطور که ملاحظه می‌شود، ضریب بدست آمده برای متغیر لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی $(LnGDP)^2$ مثبت و برابر با ۱۴/۸۰ می‌باشد و حکایت از یک ارتباط مثبت میان تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی و آلودگی آب دارد. در واقع، این ضریب مربوط به آن بخش از منحنی است که بعد از نقطه عطف و در مسیر صعودی قرار دارد. همچنین مشاهده می‌شود که ضریب لگاریتم مکعب تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی $(LnGDP)^3$، ۰/۴۸- است که مجدداً بیانگر ارتباط منفی میان تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی و آلودگی آب است. این ضریب نشان‌دهنده آن بخش از منحنی که بعد از نقطه عطف دیگر و در مسیر نزولی قرار دارد، می‌باشد. بطور کلی می‌توان گفت، ضرایب معنی‌دار متغیرهای LnGDP، $(LnGDP)^2$ و $(LnGDP)^3$ به ترتیب با علامت‌های منفی، مثبت و منفی حکایت از ارتباط N شکل معکوس بین لگاریتم درآمد واقعی در بخش کشاورزی و آلودگی آب دارد.

مقایسه قدرمطلق ضرایب برآورد شده برای متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی (۱۴۹/۹۹، ۱۴/۸۰ و ۰/۴۸) حکایت از آن دارد که مرحله اول روند منفی و نزولی میان تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی و تولید آلودگی آب با شیب بسیار بیشتر (۱۴۹/۹۹) از مرحله دوم روند نزولی با شیب بسیار اندک (۰/۴۸) می‌باشد. به نظر می‌رسد استفاده بیش از حد بخش کشاورزی ایران از کودهای شیمیایی و سموم دفع آفات زراعی و نهایتاً آلوده کردن آب‌ها، روند این کاهش را کند کرده باشد.

کشش بلندمدت شاخص آلودگی آب نسبت به تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی، برای سال‌های ۹۰-۱۳۵۹، ۰/۰۷ بدست آمد. چنین نتیجه‌ای به معنای آن است که در بلندمدت یک درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی، به طور متوسط شاخص آلودگی آب را تا ۰/۰۷ درصد افزایش می‌دهد. علاوه بر این، با استفاده از نتایج جدول (۳)، نقاط بازگشت حداقل و حداکثر لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی محاسبه می‌شود. نتایج آن در ردیف‌های آخر جدول (۳) گزارش شده است. ارزش‌های محاسباتی نقاط بازگشت حداقل و حداکثر برای لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی به ترتیب ۹/۵۰ و ۱۰/۸۴ می‌باشد که بین ارزش‌های واقعی $LnGDP$ در نمونه مورد بررسی، یعنی بین مقادیر ۱۰/۷۳-۶/۹۰ می‌باشد که بیانگر آن است که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه روند رو به بالا و رو به پایین منحنی زیست محیطی کوزنتس را به خوبی تشریح می‌کند. همچنین با آنتی لگاریتم گرفتن از نقاط بازگشت حداقل و حداکثر محاسباتی، این نقاط را برای تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی بدست آورد که به ترتیب معادل ۱۳۳۵۹ و ۵۱۰۲۱ میلیارد ریال می‌باشد.

از دیگر یافته‌های جدول (۳) آن است که تراکم جمعیت روستایی اثر مثبت و معنی‌داری بر آلودگی آب دارد. به

عبارت دیگر، افراد در مناطق روستایی به خصوص کشاورزان عوامل آلوده‌کننده آب هستند. افزون بر این، رابطه مثبت و معنی‌داری بین درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی و میزان آلودگی آب وجود دارد. به طوری که یک درصد افزایش در تجارت بخش کشاورزی باعث افزایش ۰/۱۵ درصدی آلودگی آب می‌شود. این نتیجه گویای آن است که واردات محصولات کشاورزی آلوده بیشتر از صادرات محصولات کشاورزی آلوده است. البته چنین نتیجه‌ای مورد انتظار است، زیرا بر اساس فرضیه آلودگی هاون[11]، کشورهای توسعه یافته، آلودگی را به کشورهای در حال توسعه صادر می‌کنند (۳۳).

متغیر مجازی جنگ معنی‌دار و با علامت منفی نمایان شده است. این نتیجه با توجه به وجود جنگ، رکود بخش کشاورزی در آن سال‌ها و کاهش آلودگی ناشی از این بخش مورد انتظار است. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت در جدول (۴) بیان شده است:

جدول (۴): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

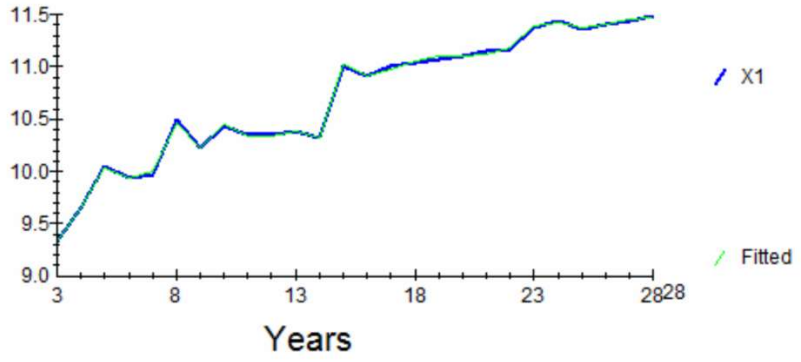
نام متغیر	ضرایب	انحراف معیار
$\Delta LnBOD(-1)$: تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص آلودگی آب با یک وقفه	۰/۴۰۵*	۰/۱۳۲
ΔLnGDP: تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	-۲۱۳/۴۳۴*	۳۵/۵۶۸
ΔLnGDP(-1): تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با یک وقفه	-۹۴/۵۴۱*	۱۸/۶۱۷
$\Delta(\text{LnGDP})^2$: تفاضل مرتبه اول لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	۲۰/۸۴۰*	۳/۵۵۲
$\Delta(\text{LnGDP})^2(-1)$: تفاضل مرتبه اول لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با یک وقفه	۹/۹۳۳*	۲/۰۲۱
$\Delta(\text{LnGDP})^3$: تفاضل مرتبه اول لگاریتم مکعب تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی	-۰/۶۷۴*	۰/۱۱۸
$\Delta(\text{LnGDP})^3(-1)$: تفاضل مرتبه اول لگاریتم مکعب تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی با یک وقفه	-۰/۳۴۵*	۰/۰۷۲
ΔLnPOP: تفاضل مرتبه اول لگاریتم تراکم جمعیت روستایی	۰/۰۷۳*	۰/۰۲۱
ΔLnPOP(-1): تفاضل مرتبه اول لگاریتم تراکم جمعیت روستایی	-۰/۰۲۵*	۰/۰۱۴
ΔLnTRADE: تفاضل مرتبه اول لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی	۰/۲۳۲*	۰/۰۱۴
ΔLnTRADE(-1): تفاضل مرتبه اول لگاریتم درجه باز بودن تجارت بخش کشاورزی	-۰/۰۶۷*	۰/۰۲۳
متغیر مجازی جنگ	-۰/۲۶۶*	۰/۰۸۲
ECM (-۱)	-۰/۹۸۶*	۰/۱۳۸

[11] - Pollution Haven Hypothesis

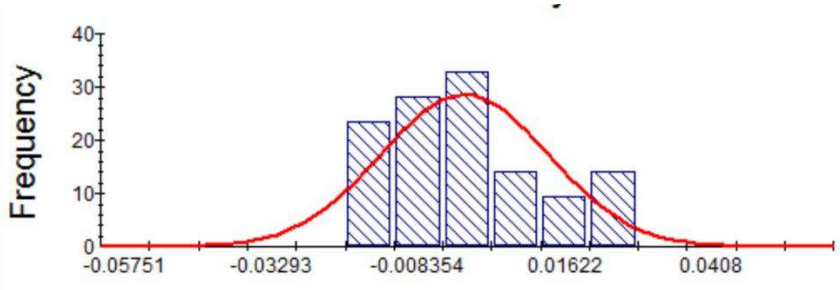
مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی‌داری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که جمله تصحیح خطا (۱-) ECM، معنی‌دار است و علامت مورد انتظار را دارد. بنابراین، ارتباط بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود. به علاوه، قدرمطلق مقدار ضریب (۱-) ECM بالا است که بیانگر سرعت نسبتاً بالای تعدیل برای رسیدن به تعادل بلندمدت بعد از شوک‌های کوتاه‌مدت است.

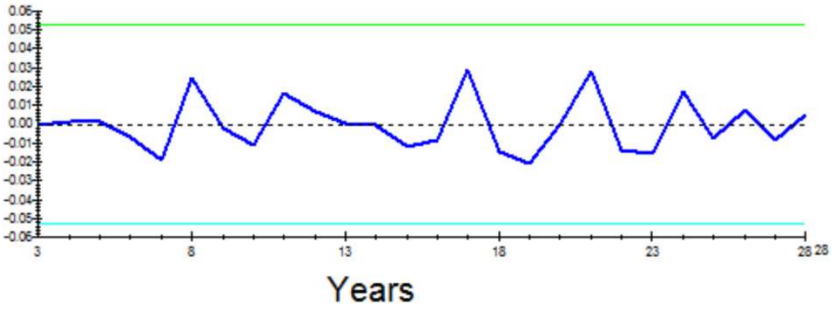
در ادامه، نتایج آزمون‌های شناسایی و آزمون‌های پایداری ضرایب CUSUM و CUSUMQ در شکل‌های (۱) تا (۵) آورده شده است. نمودار مقادیر واقعی و برازش شده در شکل (۱) نشان می‌دهد که الگوی کوتاه‌مدت به خوبی داده‌های آماری را همراهی می‌کند. شکل های (۲) و (۳) نیز بیانگر نرمال بودن و پایایی جزء خطا می‌باشند. علاوه بر این، نمودارهای CUSUM و CUSUMQ بین خطوط مرزی و در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. این نتیجه بیانگر آن است که پارامترهای مدل برآوردی، پایدار است. به بیانی دیگر، دقت پارامترها در کوتاه مدت و بلندمدت تأیید شده است.



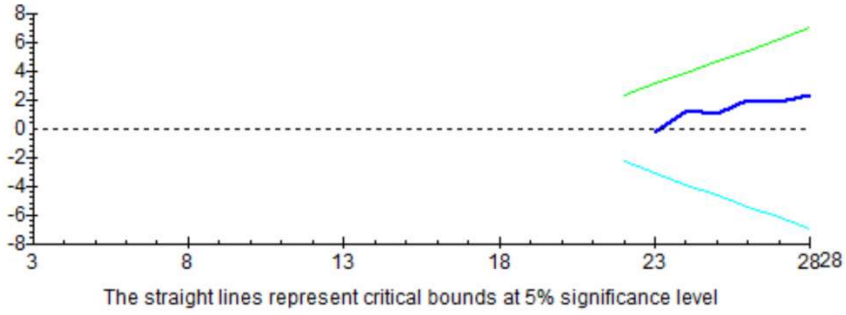
شکل ۱- آزمون خوبی برازش متغیر وابسته



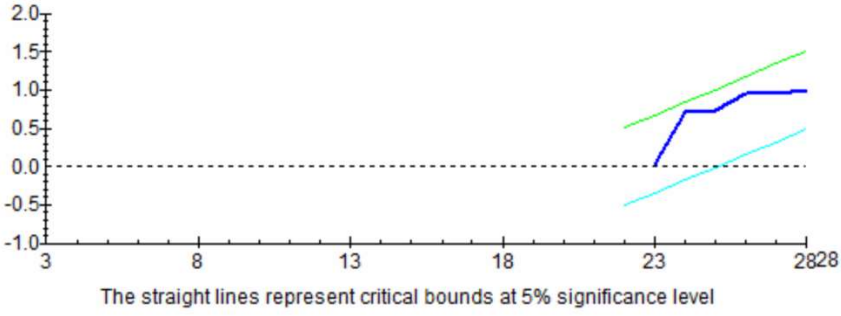
شکل ۲- نرمال بودن جزء خطا



شکل ۳- آزمون پایایی جزء خطا



شکل ۴- آزمون پایداری ضرایب (CUSUM)



شکل ۵- آزمون پایداری ضرایب (CUSUMQ)

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

رشد بخش‌های اقتصادی کشور از جمله رشد بخش کشاورزی به خاطر فرآیند صنعتی شدن منتج به آلودگی می‌شود. علاوه بر آلودگی هوا، آلودگی آب نیز در بلندمدت باعث ایجاد بحران‌هایی در کشور می‌شود. به طوری که آلودگی

آب باعث شیوع انواع بیماری در بین افراد جامعه، افزایش نرخ مرگ و میر جمعیت آبزیان و غیره می‌شود. بنابراین، هر کشوری که می‌خواهد در مسیر توسعه بخش‌های اقتصادی خود گام بردارد، می‌بایست به مسائل آلودگی ناشی از فرآیند تولید آن بخش باشد. لذا، با توجه به اهمیت موضوع این مطالعه به بررسی اثرات رشد بخش کشاورزی بر آلودگی آب در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس (EKC) پرداخته است. نتایج مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده متغیرهای LnGDP، $(LnGDP)^2$ و $(LnGDP)^3$ از نظر آماری معنی‌دار و به ترتیب با علامت‌های منفی، مثبت و منفی می‌باشند. به بیانی دیگر، یک ارتباط N شکل معکوس بین لگاریتم تولید ناخالص واقعی در بخش کشاورزی و آلودگی آب وجود دارد. به بیانی دیگر، فرضیه کوزنتس دال بر وجود یک رابطه U شکل معکوس در مورد آلودگی آب در ایران تأیید نشده است. بنابراین، می‌بایست بهبود کارآیی به همراه رشد تولید در بخش کشاورزی اتفاق بیفتد تا از کاهش دوباره کیفیت محیط زیست جلوگیری شود. اگر چه مطالعات مختلفی در زمینه منحنی زیست محیطی کوزنتس صورت گرفته است، اما نتایج متفاوتی از آن در کشورهای مختلف مشاهده می‌شود. به عنوان مثال، در بررسی‌های سانگ و همکاران (۴۱)، داکال (۲۲)، جلیل و محمد (۳۱) و ژانگ و چنگ (۴۲) از وجود فرضیه کوزنتس در چین حمایت شده است. در مقابل، مطالعه آکبوستانکی و همکاران (۸) حکایت از رد فرضیه کوزنتس در کشور ترکیه دارد. آنها اثبات می‌کنند که انتشار گازهای CO_2 به طور خودکار با رشد اقتصادی در حال کاهش است.

محاسبه کشش بلندمدت آلودگی آب نسبت به تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی نشان داد که یک درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی واقعی کشاورزی در بلندمدت، به طور متوسط شاخص آلودگی آب را تا ۰/۰۷ درصد افزایش می‌دهد. دیگر نتایج حکایت از آن دارد که تراکم جمعیت روستایی اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص آلودگی آب دارد. به بیانی دیگر، ساکنین مناطق روستایی از جمله کشاورزان نه تنها نسبت به مسئله آلودگی آب نگرانی ندارند، بلکه خود از عوامل آلوده‌کننده به شمار می‌روند. همچنین، باز بودن تجارت محصولات کشاورزی اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان آلودگی آب دارد. چنین نتیجه‌ای به معنای آن است که واردات محصولات کشاورزی آلوده بیش از صادرات آن است. در همین راستا، فریدون و همکاران (۲۷) اثبات کردند که باز بودن تجارت به کیفیت محیط زیست در اقتصادهای کمتر توسعه یافته آسیب می‌رساند. در مقابل، کوپلاند و تیلور (۲۰) بر این عقیده‌اند که تجارت بین المللی به نفع کیفیت محیط زیست است، زیرا در نتیجه تجارت، تولید کالاهای آلوده‌کننده توسط کشورهای در حال توسعه به کشورهای توسعه یافته منتقل می‌شود، بنابراین انتشار گازهای آلاینده نظیر CO_2 در دنیا کاهش می‌یابد. به طور مشابه، مک کارنی و آداموویز (۳۶) بر این باورند، اینکه باز بودن تجارت باعث بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود به سیاست های زیست محیطی دولت محلی بستگی دارد.

ضریب ECM در الگوی تصحیح خطا با مقدار معنی‌دار ۰/۹۸۶-، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر را تضمین می‌کند. همچنین اشاره بر این دارد که در بلندمدت، سالانه ۹۸/۶ درصد از شوک‌های کوتاه‌مدت تصحیح می‌شود. لذا، سرعت تعدیل بالا است. همچنین، نتایج آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMQ دلالت بر ثبات ضرایب مدل برآورد شده در سطح ۵ درصد دارد.

با توجه به نتایج فوق پیشنهاد می‌شود که، در ابتدا دولت ضمن سرمایه‌گذاری در تحقیقات و توسعه برای شناسایی عوامل مؤثر بر کیفیت محیط زیست، اعتباراتی را به آموزش روستاییان و کشاورزان در جهت حفاظت از محیط زیست، پیامدهای نامطلوب کشاورزی بر کیفیت آب و اثرات آلودگی حاصل از کاربرد سموم، آفات و کودهای شیمیایی بر کیفیت آب و سلامت غذا اختصاص دهد. در مراحل بعدی، دولت نیاز دارد که از مالیات‌های زیست محیطی بر کشاورزان آلوده‌کننده استفاده نماید. همچنین، دولت می‌تواند به منظور کنترل آلودگی ناشی از واردات محصولات کشاورزی، استانداردهای بالاتری را برای واردات این گروه از محصولات و قوانین منع وارداتی برای محصولات آلوده وضع نماید. همچنین برای افزایش تولید داخلی، به جای واردات نهاده‌های شیمیایی آلوده‌کننده، تکنولوژی‌های پاکیزه‌کننده نظیر روش‌های مدرن بیولوژیک را وارد کشور کند تا تولیدات کشاورزی خود را بدون آلوده کردن آبها و با کمترین هزینه برای محیط زیست افزایش دهد.

از آنجایی که الگوهای رشد بخش کشاورزی در استان‌های مختلف، متفاوت است، بنابراین پیشنهاد می‌شود مطالعات بعدی روی سطح استان‌ها تمرکز یابند تا تحلیل‌های مفصل‌تری برای سیاستگزاری‌ها در جهت کاهش آلودگی آب صورت گیرد.

منابع

۱. پژویان، ج.، مرادحاصل،ن. ۱۳۸۶. بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا.فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال هفتم، شماره ۴، زمستان۱۳۸۶، صفحات۱۴۱-۱۶۰.

۲. پورکاظمی، م.، و ابراهیمی،ا. ۱۳۸۷. بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۵، صفحات ۱۶۷-۱۴۴.

۳. رفوئی، م.، ملاردی، م. ۱۳۸۱. اصول تصفیه آب و پسماندهای صنعتی، انتشارات مبتکران، چاپ اول، صفحات۱۹-۲۰.

۴. زیبایی.م، شیخ زین الدین.آ، ۱۳۸۸، تنوع زیست محیطی و رشد اقتصادی: تحلیل مقطعی کشوری (با تاکید بر کشورهای درحال توسعه)، فصلنامه محیط شناسی، شماره۴۹، صفحات ۷۲-۶۱.

۵. سایت بانک مرکزیhttp://tsd.cbi.ir ، سال های ۹۰-۱۳۵۹، آمار و داده‌ها، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی.

۶. شریعتی، م.ر. ۱۳۸۱. مهار آلودگی آب ناشی از فعالیت‌های کشاورزی،کمیته ملی آبیاری و زهکشی، چاپ سوم، صفحات ۱۲-۱۱.
۷. صادقی،ک. ۱۳۹۱. بررسی رابطه انتشار گاز دی اکسید کربن و آلودگی آب در ایران با نگرش اقتصاد محیط زیست، فصلنامه ی علمی -پژوهشی فضای جغرافیایی، سال سیزدهم، شماره ۴۳، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر، پاییز ۱۳۹۲،صفحات ۲۰۹ -۲۲۷.
۸. محمدباقری، ا. ۱۳۸۹. بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن در ایران، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره ۲۷، زمستان۱۳۸۹، صفحات۱۰۱-۱۲۹.
۹. نصراللهی، ز.، غفاری گولک، م. ۱۳۸۹. بررسی رابطه آلاینده‌های زیست محیطی و رشد اقتصادی ایران در سطح ۲۸ استان کشور؛ مطالعه موردی CO، SO_2، NOX، مجله دانش و توسعه(علمی – پژوهشی)، سال هجدهم، شماره ۳۳ ، زمستان ۱۳۸۹.
۱۰. نیکواقبال، ع.، اختری، ا.، امینی اسفیدواجانی، م.، عطارکاشانی، م. ۱۳۹۱. رشد اقتصادی، رشد مصرف انرژی و رشد انتشار دی اکسید کربن بررسی رابطه‌ی علّیت با رویکرد داده‌های تلفیقی پویا(DPD)، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال نهم، شماره ۳۳، تابستان ۱۳۹۱، صفحات۱۶۹-۱۹۷.
۱۱. فطرس، ح.، غفاری، ه.، شهبازی،آ. ۱۳۸۹، بررسی رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت، فصلنامه ی علمی -پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره اول، زمستان ۱۳۸۹.
۱۲. گمرک جمهوری اسلامی ایران. سال‌های ۸۶-۱۳۵۹. سالنامه‌های آمار بازرگانی.
13- Akbostanci, E., Turut-Asik S. and Tunc I.G. 2009. The relationship between income and environment in Turkey: is there an environmental Kuznets curve? Energy Policy 37: 861–867.
14- Ang J.B. 2007. CO2 emissions, energy consumption, and output in France, Energy Policy 35: 4772–4778.
15- Bannerjee A., Dolado J., and Mestre R. 1998. Error-correction mechanism tests for Cointegration in single equation framework, Journal of Time Series Analysis, 19: 267-83.
16- Bradford D.F., Schlieckert R. and Shore S.H. 2000. The Environmental Kuznets curve: exploring a fresh specification, NBER. Working Paper 8001.
17- Brown R.L., Durbin J. and Evans J.M. 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological) 37: 149–192.
18- Cole M.A. 2004. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages, Ecological Economics 48: 71–81.
19- Copeland B.R., Taylor M.S. 2004. Trade, growth, and the environment, Journal of Economic Literature 42: 7–71.
20- Copeland B. R., Taylor M. S. 2005. Free trade and global warming: a trade theory view of the Kyoto Protocol, Journal of Environmental Economics and Management 49: 205-234.
21- Day K., Grafton R.Q. 2003. Growth and the environment in Canada: an empirical analysis, Canadian Journal of Agricultural Economics 51: 197–216.
22- Dhakal S. 2009. Urban energy use and carbon emissions from cities in China and policy implications, Energy Policy 37: 4208-4219.
23- Egli H. 2004. The environmental Kuznets curve evidence from time series data for Germany, Working Paper Series 04–33, Institute of Economic Research.
24- Engle R.F., Granger C.W.J. 1987. Co-integration and error correction: representa- tion, estimation, and

testing, Econometrica 55: 251–276.
25- FAO, 1980-2007. http://faostat.fao.org/site/339/default.aspx
26- Fodha M., Zaghdoud O. 2010. Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: An empirical analysis of the environmental Kuznets curve, Energy Policy 38: 1150-1156.
27- Feridun M., Ayadi F. S. and Balouga, J. 2006. Impact of trade liberalization on the environment in developing countries: The case of Nigeria, Journal of Developing Societies 22: 39-56.
28- Grossman G.M. 1995. Pollution and growth: what do we know? Economics of Sustainable Development, 25:19–46.
29- Grossman G.M., Krueger A.B. 1991. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement, NBER Working Paper no. 3914.
30- Grossman G.M., Krueger A.B. 1995. Economic growth and the environment, Quarterly Journal of Economics, 110: 353–377.
31- Jalil A., Mahmud S. 2009. Environment Kuznets curve for CO2 emissions: a cointegration analysis for China, Energy Policy, 37: 5167-5172.
32- Johansen S., Juselius K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on
cointegration with applications to the demand for money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-210.
33- Lee C.C., Chiu Y.B. and Sun C.H. 2010. The environmental Kuznets curve hypothesis for water pollution: Do regions matter? Energy Policy, 38: 12-23.
34- Lindmark M. 2002. An EKC-pattern in historical perspective: carbon dioxide emissions, technology, fuel prices and growth in Sweden: 1870–1997, Ecological Economics, 42: 333–347.
35- List J.A., Gallet C.A. 1999. The environmental Kuznets curve: dose one size fit all? Ecological Economics, 31: 409–423.
36- McCarney G., Adamowicz V. 2006. The effects of trade liberalization of the environment: an empirical study. International Association of Agricultural Economists, 2006 Annual Meeting, August 12-18, 2006, Queensland, Australia.
37- NationMaster. 1980-2007. http://www.nationmaster.com/index.php
38- Panayotou T. 1993. Empirical tests and policy analysis of environmental degra- dation at different stages of economic development, Working Paper WP238 Technology and Employment Programme, Geneva: International Labor Office.
39- Pesaran M.H., Shin Y., and Smith R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, 16: 289–326.
40- Shafik N., Bandyopadhyay S. 1992. Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence, Background Paper for World Development Report 1992, World Bank, Washington, DC.
41- Song T., Zheng T. and Tong L. 2008. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: a panel cointegration approach, China Economic Review, 19: 381-392.
42- Zhang X. P., Cheng X-M. 2009. Energy consumption, carbon emissions and economic growth in China, Ecological Economics, 68: 2706-2712.

Study on the long-run effects of agricultural sector growth on water pollution: the environmental Kuznets curve

Abstract

As worldwide environmental quality degenerates over time, many countries are beginning to be concerned about the determinations of environ- mental degradation. One of the important factors is the growth of economic sectors. With regard to the importance of the subject, in this study is tried to investigate the effects of agricultural sector growth on produced water pollution with using the environmental Kuznets curve (EKC) during 1980-2011 years. To get the objective Autoregressive Distributed Lag model was applied. The results show evidence of the inverted N-shaped EKC relationship between gross domestic production of agriculture sector and water pollution. Furthermore, the estimated turning points are 13359 and 51021 milliard Rials. In other words, imported pollution agricultural crops damage the environment quality. Population density in rural regions has positive effect on water pollution. Findings of Error Correction Model also revealed a high rate of adjustment in water pollution.

JEL Classification: O13, Q1, Q5, Q53

Keywords: Agricultural Sector Growth, Pollution Water, Environmental Kuznets Curve