اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۰/شماره ۳/صفحه های ۲۱۳-۱۹۵

تحلیل تمایزهای بین بخشی و فرایند توسعه زیست‌محیطی در ایران

سید ابوالقاسم مرتضوی*، علیرضا علی‌پور، امین ارجمندی [۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹٤/۱۲/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۵/۰۳

چکیده

رشد و توسعه جامعه‌ها اگرچه پیشرفت‌های شگرفی را در عرصه‌های مختلف به همراه داشته است، اما رسیدن انسان به این دستاوردها به بهای شکستن پل‌های پشت سرش تمام شد و جهان را به یکباره با رشد فزاینده تخریب محیط زیست روبه‌رو ساخت. بررسی گزارش‌های مراجع معتبر ملی و بین‌المللی نشان می‌دهد که در طول دوره‌های زمانی مختلف، شاخص‌های رشد و توسعه در ایران روند صعودی داشته است. با این وجود، به‌رغم رشد و توسعه اقتصادی در دوره‌ها و زمان‌های مختلف، آمارهای موجود حکایت از بروز و ظهور تخریب‌های فزاینده زیست‌محیطی در ایران دارد. در این بررسی با برآورد تابع انتشار کربن‌دی‌اکسید در بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۷ و با تأکید بر تمایزهای بین بخشی به تحلیل و ارزیابی فرایند توسعه زیست‌محیطی در ایران در قالب آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس پرداخته شد. به این منظور، در این بررسی از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی پانل دیتا (PMG) استفاده شد. نتایج نشان داد که در بلندمدت فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در ایران برقرار است. با این وجود، نتایج این بررسی نشان داد که در کوتاه‌مدت تفاوت‌های ساختاری در ماهیت بخش‌های اقتصادی به عنوان یک عامل اثرگذار در فرایند توسعه زیست‌محیطی ایران به‌شمار می‌آید. در پایان، با توجه به وجود تمایزهای بین بخشی در اقتصاد کشور، توصیه‌های سیاستی متناسب با ویژگی‌های مربوط به هر بخش بررسی و پیشنهاد شد.

طبقه‌بندی JEL: Q44, C23

واژه‌های کلیدی: توسعه زیست‌محیطی، تمایزهای بین بخشی، منحنی کوزنتس، میانگین گروهی تلفیقی، ایران

۱- به ترتیب: استادیار(نویسنده مسئول) و دانشجویان دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

* Email: samortazavi@modares.ac.ir

مقدمه

حرکت از فقر به سمت رفاه، از بی‌سوادی به سوی تخصص و مهارت و از وابستگی فنی به سمت استقلال و پیشتازی در علوم، از آرمان‌های اولیه رشد کشورهای مختلف به شمار می‌رود. استقلال اقتصادی، امنیت قضایی و سیاسی، حفظ استقلال و کیان کشور و تحقق عدالت اجتماعی نیز از جمله هدف‌های اولیه و اساسی رشد و توسعه کشورهای جهان به‌شمار می‌آید (شریف النسبی، ۱۳۷۵). رشد و توسعه بی‌برنامه برخی از کشورها به‌ویژه در دهه‌های اخیر اگرچه پیشرفت‌های شگرفی را در عرصه‌های مختلف به همراه داشته و بشر را به آرامش نسبی نزدیک کرده است، اما رسیدن انسان به این دستاوردها به بهای شکستن پل‌های پشت سرش تمام شد و جهان را به یکباره در یک دوره کوتاه، با رشد فزاینده تخریب محیط زیست روبه‌رو ساخت. سوراخ شدن لایه ازون، تهی شدن منابع زمین، آلودگی آب، آلودگی هوا، تخریب منابع طبیعی، بیابان‌زایی و مانند این‌ها از مهم‌ترین چالش‌هایی است که چشم‌انداز نگران کننده‌ای را فرا روی بشر قرار داده است (رحیمی، ۱۳۸۸).

بررسی گزارش‌های سالیانه دفتر برنامه توسعه سازمان ملل متحد (۲۰۱۳) [1]نشان می‌دهد که در طول دوره‌های زمانی مختلف، شاخص‌های رشد و توسعه در ایران روند رو به رشدی داشته است؛ به عنوان نمونه، بر پایه شاخص توسعه انسانی [2](HDI) که بر مبنای معیارهایی چون امید به زندگی، کیفیت نظام آموزشی و سرانه درآمد ملی محاسبه می‌شود و یکی از جامع‌ترین شاخص‌ها برای بررسی و ارزیابی رشد و توسعه کشورها به شمار می‌رود، توسعه انسانی در ایران در فاصله سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ میلادی، به میزان چشم‌گیری رشد داشته است[3]. همچنین، بررسی شاخص‌های اقتصادی - اجتماعی در ایران نیز نشان می‌دهد که در طول زمان، فرایند توسعه در ایران بهبود یافته است؛ در این رابطه، بررسی آمارهای مرکز آمار ایران نشان می‌دهد که میزان شاخص ضریب جینی از رقم ۰/۴۳ در سال ۱۳۵۷ هجری خورشیدی به عدد ۰/۳۷ در سال ۱۳۹۳ کاهش یافته است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۲). لذا، با عنایت به بررسی شاخص‌های مختلف رشد و توسعه در ایران می‌توان استنباط کرد که طی دوره‌های مختلف فرایند رشد و توسعه در کشور بهبود و پیشرفت شایان توجهی داشته است.

---

[1] United Nations Development Programme (UNDP)

[2] Human Development Index (HDI)

[3] شاخص توسعه انسانی از رقم ۰/۴۹ در سال ۱۹۸۰ میلادی به رقم ۰/۷۴ در سال ۲۰۱۳ ارتقا یافته است.

با این وجود، به‌رغم رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی در دوره‌ها و زمان‌های مختلف، آمارهای موجود حکایت از بروز و ظهور تخریب‌های فزاینده زیست‌محیطی در ایران دارد. در این راستا، بررسی آمارهای وزارت نیرو نشان می‌دهد که میانگین سرانه انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای در کشور با رشد میانگین سالیانه ۲۴ درصدی، از میزان ۶۰۹ کیلوگرم در سال ۱۳۴۶ هجری خورشیدی به میزان ۷۸۰۹ کیلوگرم در سال ۱۳۹۲ افزایش یافته است (ترازنامه انرژی ایران، ۱۳۹۲). همچنین، بررسی آمارهای سازمان حفاظت محیط زیست نیز نشان می‌دهد که در سال ۱۳۵۸ هجری خورشیدی بیش از ۱۸ میلیون هکتار جنگل در کشور وجود داشته است که این رقم در سال ۱۳۹۱ به حدود ۱۴ میلیون هکتار کاهش یافته و سطح جنگلی نابودشده به بیابان تبدیل شده است (سالنامه آماری سازمان حفاظت محیط زیست، ۱۳۹۲).

آمارهای رسمی دیگر نیز حکایت از تخریب بی‌رویه منابع زیست‌محیطی در کشور دارد؛ از آن جمله، گزارش‌های رسمی وزارت امور اقتصادی و دارایی نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۱، در ۷۰ دشت کشور سطح آب‌های زیرزمینی بیش از ۲ متر کاهش داشته و در مناطقی از استان‌های کرمان، فارس و تهران سطح آب‌های زیرزمینی بیش از ۴۰ تا ۶۰ متر افت پیدا کرده است (دفتر تحقیقات و سیاست‌های بخش‌های تولیدی وزارت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۹۲). در همین راستا، گزارش‌های رسمی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی نیز نشان می‌دهد که شمار دشت‌های ممنوعه کشور از حدود ۱۵ دشت در سال ۱۳۴۷ به ۳۱۹ دشت در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است (دفتر مطالعات زیربنایی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۴). لذا، بروز پدیده‌های این‌چنینی باعث شده است که بر پایه شاخص‌های بین‌المللی اندازه‌گیری کیفیت محیط زیست از جمله شاخص جهانی عملکرد زیست‌محیطی (EPI)[1] که هر دوسال یک بار توسط دانشگاه ییل آمریکا منتشر می‌شود[2]، تخریب فزاینده محیط زیست در ایران به عنوان یک مسئله اساسی قلمداد شود (مرکز حقوق زیست‌محیطی دانشگاه ییل آمریکا، ۲۰۱۲). بنابراین، با توجه به آنچه گفته شد، می‌توان استنباط کرد که در دوره‌های زمانی مختلف، فرایند رشد و توسعه اقتصادی در ایران همراه و همزمان با تخریب منابع زیست‌محیطی در کشور بروز و ظهور یافته است. در ادبیات توسعه زیست‌محیطی، ارتباط و تضاد میان رشد و توسعه جامعه‌ها با کیفیت زیست‌محیطی آن‌ها از ابعاد مختلف به‌ویژه از ابعاد اقتصادی همواره یکی از چالش‌های

[1] Environmental Performance Index (EPI)
[2] Yale Center for Environmental Law and Policy, Yale University

بحث برانگیز در مراجع و محافل علمی مختلف به‌شمار آمده است. در این ارتباط، فرضیه (تئوری) محیط زیست کوزنتس (EKC)[1] به دنبال پاسخی ابتدایی برای پرسش‌هایی از این گونه است: آیا بین رشد اقتصادی و محیط زیست رابطه‌ای زیانبار و ویرانگر وجود دارد؟ آیا هر کدام با تخریب دیگری بهبود می‌یابد؟ اگر این‌گونه باشد، چه کارکردهایی برای سیاست‌های زیست‌محیطی ایجاد می‌کند؟ (خوش‌اخلاق و همکاران، ۱۳۹۰). فرضیه کوزنتس با تعریف یک منحنی که رابطه‌ای به شکل U وارونه بین آلودگی و درآمد در آن برقرار است، ادعا می‌کند، سطحی از رشد و درآمد وجود دارد که اگر جامعه به آن سطح دست یابد، از رشد آلودگی کاسته می‌شود و کیفیت محیط زیست همزمان با رشد و بهبود درآمد افزایش می‌یابد؛ این بهبود یا ناشی از روش تولید و یا ناشی از تغییر در سبک مصرف است. لذا، با فرض درستی فرضیه کوزنتس، دستیابی به سطح استاندارد زندگی همراه با محیط زیستی پایدار و پاکیزه امکان‌پذیر و قابل دسترس است (همان منبع).

فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس تاکنون در بسیاری از بررسی‌هایی که در کشورهای مختلف برای بررسی و ارزیابی ارتباط میان رشد و توسعه از جنبه‌های اقتصادی و تخریب محیط زیست انجام شده است، مورد آزمون قرار گرفته و در بسیاری از موارد تأیید برقراری آن گزارش شده است که از آن جمله می‌توان به بررسی‌های لی و همکاران (۲۰۱۶)، وانگ و همکاران (۲۰۱۵)، دوارته و همکاران (۲۰۱۳)، استیو و تامارایت (۲۰۱۲)، لایتائو (۲۰۱۰) و بیگان و ایچر (۲۰۰۸) اشاره کرد. همچنین، به منظور آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در مورد کشور ایران نیز تاکنون بررسی‌های چندی در داخل کشور انجام پذیرفته است که از آن جمله می‌توان به بررسی پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷)، امیر تیموری و خلیلیان (۱۳۸۸)، مولایی و همکاران (۱۳۸۹)، فطرس و معبودی (۱۳۹۰)، افقه و رئوفی (۱۳۹۱)، حری و همکاران (۱۳۹۲)، بهبودی و همکاران (۱۳۹۳)، مزینی و مرادحاصل (۱۳۹۳) و نجفی علمدارلو و سفلایی شهربابک (۱۳۹۴) اشاره کرد. بررسی نتایج این بررسی‌ها و دیگر بررسی‌های انجام شده در کشور نشان می‌دهد که به دلیل یافته‌های متفاوت و گاهی متضاد گزارش شده، در مجموع نمی‌توان از این راه به یک جمع‌بندی و اجماع نظر در ارتباط با برقراری یا عدم برقراری فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در ایران و به تناسب آن به یک ارزیابی جامع در زمینه سیاست‌گذاری زیست‌محیطی در کشور دست یافت.

مرور و بازبینی پژوهش‌های انجام شده پیشین در کشور نشان می‌دهد که در بسیاری از آن‌ها آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس با همگن در نظر گرفتن تکثیر و انتشار آلودگی در

[1] Environmentally Kuznets Curve (EKC)

بخش‌های اقتصادی مختلف در کشور و یا با همگن پنداشتن توسعه زیست‌محیطی ایران با دیگر کشورهای در حال توسعه انجام پذیرفته است. از این رو، این بررسی با عنایت به اهمیت فرایند توسعه زیست‌محیطی در کشور در ابعاد مختلف، با تمرکز بر انتشار آلاینده‌های هوا که از مهم‌ترین چالش‌های کنونی در کشور قلمداد می‌شود و با تأکید بر تمایزهای بین بخشی و مقایسه تفاوت‌های ساختاری در این بخش‌ها به بررسی آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در کشور می‌پردازد و از این منظر به عنوان یک مساعدت پژوهشی در ادبیات مسئله تحقیق به‌شمار می‌آید. به این منظور، در این بررسی از آمار و اطلاعات دوره زمانی۱۳۹۱-۱۳۶۷ در ارتباط با رشد اقتصادی و نیز انتشار کربن‌دی‌اکسید به عنوان شاخص معرف آلودگی در بخش‌های کلیدی اقتصاد کشور استفاده شده است. لذا، در ادامه به تشریح روش تحقیق انجام این بررسی پرداخته شده است؛ پس از آن، نتایج به‌دست آمده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه شده است.

روش تحقیق

به منظور آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، در این بررسی تابع انتشار آلودگی در بخش‌های اقتصادی ایران با تأکید بر تمایزهای بین بخشی در نظر گرفته شده است (در این بررسی از تولید کربن‌دی‌اکسید در بخش‌های اقتصادی به عنوان شاخص انتشار آلودگی استفاده شده است)؛ از این رو، تابع یادشده در رابطه (۱) قابل مشاهده است:

$$(Co_2)_{it} = f(GDP_{it}, GDP_{it}^2, EMSH_{it}, CSH_{it} ECSH_{it}) \qquad (۱)$$

که در آن، Co_2، GDP، GDP^2، $EMSH$، CSH و $ECSH$ به ترتیب معرف میزان انتشار گاز کربن‌دی‌اکسید، تولید ناخالص داخلی، توان دوم تولید ناخالص داخلی، سهم اشتغال نیروی کار از کل اشتغال کشور، سهم موجودی سرمایه در کل اقتصاد و سهم از تولید ناخالص داخلی کل کشور می‌باشند که برای بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات (i) که از جمله مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور به‌شمار می‌آیند برای دوره‌های زمانی مختلف (t) در نظر گرفته شده‌اند. در این پژوهش، پس از بررسی مدل‌های مختلف در نهایت مدل ارائه شده در رابطه (۲) به عنوان

تابع انتشار آلودگی در بخش‌های مورد نظر تصریح شد و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پانل دیتا[1] مورد ارزیابی قرار گرفت:

$$\ln(Co_2)_{it} = \alpha_i + \beta_1(GDP_{it}) + \beta_2(GDP_{it}^2) + \beta_3(EMSH_{it}) + \beta_4(CSH_{it}) + \beta_5(ECSH_{it}) + U_{it} \quad (۲)$$

روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده به منظور تحلیل داده‌های تابلویی (پانلی) بایستی به ترتیبی به‌کار برده شوند که از مشکلات ناشی از وابستگی میان مقاطع (در اینجا بخش‌های اقتصادی) جلوگیری شود. در شرایط وابستگی میان مقاطع مورد نظر نسبت به تغییر و دگرگونی دیگر مقاطع، الگوهای برآورد سنتی مانند اثرگذاری‌های ثابت[2] و اثرگذاری‌های تصادفی[3] معتبر نخواهند بود (بالتاجی، ۲۰۰۵). از این رو، در برآوردهای اقتصادسنجی به روش تابلویی پیش از انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی بایستی وابستگی یا نبود وابستگی مقاطع مورد نظر مورد آزمایش قرار گیرد (مامون و همکاران، ۲۰۱۴). لذا، در این بررسی به جهت آزمون وابستگی میان بخش‌های اقتصادی مورد نظر از آماره CD[4] که توسط پسران (۲۰۰۴)[5] به همین منظور معرفی شد و در رابطه (۳) قابل مشاهده است، استفاده شد:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij} \quad (۳)$$

که در آن؛ $\hat{\rho}_{ij}$ ضریب‌های همبستگی جفت جفت پیرسون از جمله‌های پسماندها می‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد (پسران، ۲۰۰۴). برخی از معروف‌ترین آزمون‌های ریشه واحد پانل عبارت‌اند از LLC[6]، IPS[7]، بریتونگ[8] و فیشر[9]؛ اما هنگامی که میان واحدهای مقطعی همبستگی وجود داشته باشد، نتایج این آزمون‌ها

---

1 Panel Data
2 Fix Effects
3 Random Effects
4 Cross – Sectional Dependence (CD)
5 General diagnostic tests for cross section dependence in panels
6 Levin, Lin & Cho
7 Im, Pesaran and Shin
8 Breitung
9 Fisher

با خطای برآورد همراه است. از این رو، پسران (۲۰۰۷) روشی را برای حل مشکل وابستگی مقاطع ارائه داد. این روش که بر مبنای گسترش رگرسیون دیکی – فولر معمولی[1](ADF) است، آزمون دیکی – فولر گسترش‌یافته مقطعی[2](CADF) نامیده می‌شود. رگرسیون دیکی – فولر گسترش‌یافته مقطعی به صورت رابطه (۴) معرفی شده است (صالحی کمرودی و همکاران، ۱۳۹۳):

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-j} + \gamma_i \overline{Y}_{t-j} + \sum_{j=0}^{L} \theta_{ij} \Delta \overline{Y}_{t-j} + \sum_{j=1}^{L} \delta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

که در آن، $t=1,2,...,T$ و $i=1,2,...,N$ با توجه به ویژگی‌های این بررسی به ترتیب معرف سال‌ها و بخش‌های اقتصادی مورد نظر می‌باشند. همچنین، α، β، γ، θ و δ ضرایب برآوردی هستند و ε نیز جز اخلال مدل را نشان می‌دهد. افزون بر این، Y معرف دوره زمانی متغیرهای مورد نظر در این بررسی و Δ و j نیز به ترتیب معرف عملگر تفاضل و وقفه است. قرار گرفتن خط روی Y میانگین‌گیری از متغیر مورد نظر را بازگو می‌کند. شمار وقفه (L) می‌تواند با یکی از معیارهای اطلاعاتی و یا آزمون‌های مرحله‌ای انتخاب شود. پس از برآورد رگرسیون بالا برای هر کدام از بخش‌ها، برای ضریب β آماره t به دست می‌آید که می‌توان آن را با $CADF_i$ نشان داد (همان منبع). آماره آزمون نیز با رابطه (۵) به‌دست می‌آید:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} CADF_i \qquad (۵)$$

در داده‌های تابلویی نیز همچون داده‌های دوره زمانی پس از آن‌که مانایی متغیرهای مورد نظر مورد بررسی قرار گرفت، بایستی آزمون همگرایی بلندمدت برای متغیرهای مورد نظر انجام شود. پرکاربردترین آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل توسط کائو (۱۹۹۹) و پدرونی (۱۹۹۹) معرفی شدند؛ اما نتایج این آزمون‌ها در شرایط وجود وابستگی مقطعی اعتبار کمتری دارند. از همین رو، وسترلاند (۲۰۰۷) یک آزمون هم‌انباشتگی بر مبنای تصحیح خطا[3] معرفی کرد که در شرایط وجود وابستگی میان واحدهای مقطعی دارای اعتبار بیشتری است. فرآیند خلق داده‌ها در این آزمون به شرح رابطه (۶) در نظر گرفته می‌شود (وسترلاند، ۲۰۰۷):

$$\Delta Y_{it} = \delta' d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta_i' x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{pt} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-qt}^{pt} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \qquad (۶)$$

---

[1] Augmented Dickey Fuller (ADF) Test
[2] Cross-Sectional Augmented Dickey Fuller (CADF) Test
[3] Error corection based cointegration test

که در آن، α، β، γ و δ ضریب‌های برآوردی، e جز اخلال، t زمان، i بخش‌های اقتصادی مورد نظر، j وقفه، pt بیشینه وقفه و qt بیشینه Lead است. همچنین، d به متغیرهای برونزا و y و x به متغیرهای مورد بررسی اشاره می‌کنند. در رگرسیون بالا، بسته به اینکه d_t یکی از مقادیر صفر، یک، و یا یک و t بگیرد، به ترتیب بدون عرض از مبدأ، با عرض از مبدأ، و با عرض از مبدأ و روند خواهد بود. به منظور ساده‌سازی، بردار k بعدی $x_{i,t}$ به صورت گام تصادفی[1] الگوسازی می‌شود. افزون بر این، فرض می‌شود که Δx_{it} با e_{it} همبستگی ندارد و همچنین اجزای خطا در طول i و t از یکدیگر مستقل هستند. همچنین، α_i نشانگر ضریب تصحیح خطا است؛ بنابراین، فرضیه $H_0: \alpha_i = 0$ نشان‌دهنده نبود هم‌انباشتگی است. فرضیه مقابل بسته به فرضی که در مورد همگنی α_i در نظر گرفته شود، تعریف می‌شود. اگر α_i در میان مقاطع غیر یکسان فرض شود، فرضیه مقابل به صورت $H_0: \alpha_i \prec 0$ تعریف می‌شود. در غیر این صورت، فرضیه مقابل به صورت $H_0: \alpha \prec 0$ است (همان منبع). وسترلاند (۲۰۰۷) برای آزمون نوع اول آماره‌های G_a و G_t و برای آزمون نوع دوم آماره‌های P_a و P_t را معرفی کرده است.

با فرض وجود هم انباشتگی متغیرهای مورد بررسی، می‌توان به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخت. روش‌های پدرونی، وسترلاند و کائو، اگرچه برای آزمون وجود یا نبود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها استفاده می‌شوند، ولی قادر به برآورد ضریب‌های بلندمدت و یا کوتاه‌مدت در مدل‌های تصحیح خطای پانل نیستند. لذا، پرکاربردترین روش‌های برآورد ضریب‌های بلندمدت پانل نامانا حداقل مربعات معمولی پویا[2](DOLS) و حداقل مربعات معمولی به‌طور کامل اصلاح‌شده[3](FMOLS) است. اما این دو روش نیز در شرایط وجود وابستگی مقعطی اعتبار کمتری دارند. به طور کلی، در مفاهیم پانل نمی‌توان مقایسه در طول مقاطع را بدون در نظر نگرفتن ناهمگنی انجام داد چرا که برآوردگرهای پانل استاندارد که در آن مقاطع همگن فرض می‌شوند، نتایج تورش‌داری دارند؛ بنابراین، ناهمگنی بین مقاطع باید به طور روشن در نظر گرفته شود (آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۳). مسئله دیگر موضوع پویایی مدل و قرار گرفتن متغیر وابسته در سمت راست مدل است که در روش‌های تابلویی استاندارد غیر ممکن است. همچنین، مسئله مهم دیگر نامانایی بیشتر دوره‌های زمانی اقتصاد کلان است که در روش‌های اقتصادسنجی کلاسیک بی‌توجهی به این موضوع منجر به برآوردهای گمراه‌کننده می‌شود. پسران و اسمیت

---

[1] Pure Random Walk
[2] Dynamic Ordinary Least Square (DOLS)
[3] Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)

(۱۹۹۵) با تعمیم رهیافت *ARDL*[1] برای داده‌های تابلویی، برآوردگر میانگین گروهی[2] (MG) را برای رفع این مشکلات چه برای برآوردهای با متغیرهای مانا و چه غیر مانا معرفی کردند که فراسنجه (پارامتر) های بلندمدت را برای پانل از طریق میانگین‌گیری از فراسنجه‌های بلندمدت از مدل *ARDL* برای مقاطع منفرد محاسبه کند. از سوی دیگر نیز برآوردگر ثابت پویا[3](DFE) بر همگنی شاخص‌ها هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت دلالت می‌کند (مهربانی و همکاران، ۱۳۹۳). پس از آن، پسران و اسمیت (۱۹۹۹) روش انعطاف‌پذیری را با نام برآوردگر میانگین گروهی تلفیقی[4](PMG) معرفی کردند. آنان بیان کردند که در این روش شاخص‌های بلندمدت در طول مقاطع یکسان و همگن هستند. در عین حال، در این روش ضریب‌های کوتاه‌مدت و ضریب‌های تعدیل در طول مقاطع مختلف پانل تغییر می‌کنند. در واقع، روش PMG در بر گیرنده وضعیتی مابین روش MG و روش DFE است که در آن تنها ضریب‌های بلندمدت مجبور هستند که در بین مقاطع یکسان باشند و ضریب‌های کوتاه‌مدت می‌توانند تغییر کنند (همان منبع). در تحلیل‌های اقتصادسنجی به منظور انتخاب بهینه از میان این سه روش از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. با این وجود، به دلیل انعطاف‌پذیری مختص این روش در انجام تحلیل‌ها با در نظر گرفتن ناهمگنی‌های کوتاه‌مدت و همزمان تحلیل بلندمدت به صورت جامع برای همه‌ی بخش‌های مورد نظر، در این بررسی از روش PMG به منظور تحلیل آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در بین بخش‌های مختلف استفاده شده است.

بر پایه روش پسران و اسمیت (۱۹۹۹) می‌توان معادله‌های *ARDL* را برای دوره زمانی $t=1,2,...,T$ و بخش‌های $i=1,2,...,N$ و متغیر وابسته Y به صورت رابطه (۷) نوشت:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{m} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n} \delta_{ij}^{'} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

که در آن، x_{ij} عبارت است بردار (k×1) از متغیرهای توضیحی برای بخش I ام و μ_i بیانگراثرگذاری‌های ثابت است. در عمل، پانل می‌تواند نامتوازن باشد و m و n ممکن است در بین مقاطع تغییر کند. این مدل می‌تواند به صورت مدل تصحیح خطای برداری[5](VECM) در آید:

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \beta_i^{'} x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{n-1} \gamma_{ij}^{'} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

---

[1] Auto Regressive Distributed Lags (ARDL)
[2] Mean Group (MG)
[3] Dynamic Fix Estimator (DFE)
[4] Panel Mean Group (PMG)
[5] Vector Error Correction Model (VECM)

که در آن، β_i ها عبارت‌اند از فراسنجه‌های بلندمدت و θ_i ها فراسنجه‌های تصحیح خطا هستند. در روش PMG محدودیت وارد بر مدل عبارت است از این‌که عناصر β در بین مقاطع مشترک باشد. همه عبارت‌های پویا و ECM نیز می‌توانند آزادانه تغییر کنند. برآورد مدل PMG از روش حداکثر راستنمایی می‌باشد و انتخاب وقفه مناسب برای معادله‌های انفرادی مقاطع نیز با استفاده از معیار شوارتز بیزین انجام می‌شود.

اطلاعات مورد نیاز شامل میزان انتشار کربن‌دی‌اکسید (بر حسب تن)، تولید ناخالص داخلی (بر حسب میلیارد ریال)، سهم از تولید ناخالص داخلی، سهم اشتغال نیروی کار و سهم موجودی سرمایه (بر حسب درصد) برای بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات با مراجعه به آمارنامه‌های سازمان برنامه و بودجه سابق، مرکز آمار ایران و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۷ تهیه و گردآوری شد. در نهایت، برای انجام آزمون وابستگی مقاطع از نرم‌افزار Eviews 9 و برای انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و نیز برآورد مدل از نرم‌افزار Stata 14 استفاده شد.

نتایج و بحث

همان‌طور که اشاره شد، برای انجام آزمون‌های اقتصادسنجی و برآورد به روش تابلویی، بایستی وابستگی بخش‌های مورد نظر در ارتباط با هرکدام از متغیرهای مورد نظر مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون وابستگی مقاطع به روش پسران در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱) نتایج آزمون وابستگی مقاطع

متغیر	آماره *CD*	*P-Value*
لگاریتم انتشار کربن‌دی‌اکسید (LCo2)	۰/۱۶	۰/۸۷
تولید ناخالص داخلی (GDP)	۷/۹۲*	۰/۰۰۰۱
توان دوم تولید ناخالص داخلی (GDP2)	۷/۶۱*	۰/۰۰۰۱
سهم از تولید ناخالص داخلی (ECS)	۱/۸۳**	۰/۰۶
سهم اشتغال نیروی کار (EMS)	-۲/۶۴*	۰/۰۰۷
سهم موجودی سرمایه (CS)	-۲/۹۱*	۰/۰۰۳

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که از نتایج موجود در جدول (۱) استنباط می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین بخش‌های مورد نظر در همه‌ی متغیرهای مورد بررسی به غیر از متغیر لگاریتم انتشار

کربن‌دی‌اکسید رد می‌شود و بنابراین می‌توان استنباط کرد که به طور کلی در بین بخش‌های مورد نظر در پانل وابستگی مقطعی وجود دارد. از این رو، بر پایه روش تحقیق مورد نظر، در مرحله بعدی به تشریح نتایج آزمون ریشه واحد بر پایه روش پسران (۲۰۰۷) در قالب جدول (۲) پرداخته می‌شود.

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد پسران

متغیر	آماره آزمون	*P-Value*	مانایی
(LCo2)	-۱/۱۲	۰/۱۳	I(1)
(GDP)	۱/۳۴	۰/۹۶	I(1)
(GDP2)	۰/۸۱	۰/۹۹	I(1)
(ECS)	-۲/۱۳	۰/۰۱	I(0)
(EMS)	۰/۲۵	۰/۶	I(1)
(CS)	۰/۰۴	۰/۵۱	I(1)

منبع: محاسبات تحقیق

بنا بر نتایج جدول (۲) مشخص می‌شود که به غیر از متغیر لگاریتم سهم از تولید ناخالص داخلی، دیگر متغیرها دارای ریشه واحد بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری در سطح ۹۹ درصد مانا می‌شوند. لذا، با توجه به این مطلب که متغیرهای مدل مورد استفاده دارای درجه هم‌انباشتگی یکسانی نیستند، استفاده از روش PMG در این شرایط نیز توجیه‌پذیری شایان پذیرش‌تری دارد (مامون و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین، در مرحله بعد استفاده از آزمون هم‌انباشتگی تنها برای تأیید رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود.

جدول (۳) نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل وسترلاند

آماره	مقدار برآوردی	احتمال	احتمال قوی
G_t	-۳/۶۵	۰/۱۱	۰/۰۵
G_a	-۲/۴۸	۰/۹۹	۰/۶۷
P_t	-۴/۷	۰/۵۴	۰/۱۷
P_a	-۰/۹۲	۰/۹۹	۰/۸۸

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون وسترلاند در قالب جدول (۳) گزارش شده است. در این آزمون مقادیر احتمال قوی و پایدار بر پایه مقادیر احتمال بوت استرپ شده[1] محاسبه می‌شوند که این مقادیر دارای پایایی

[1]Bootstrapped p-values

بسیار بالایی برای آزمون فرضیه هستند و وابستگی بین مقاطع را نیز در نظر می‌گیرند. بر این پایه، با توجه به در نظر گرفتن ناهمگنی مقاطع مورد نظر در این بررسی و بر پایه آماره G_t استنباط می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت در سطح ۱۰ درصد رد می‌شود. از این رو، می‌توان استنباط کرد که متغیرهای مدل مورد نظر در این بررسی گرایش به رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد رابطه بلندمدت برآورد می‌شود. در جدول (۴) نتایج برآورد ضریب‌های بلندمدت نشان داده شده است. در روش PMG برآورد مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت به صورت یکجا و همزمان برآورد می‌شود؛ لذا آماره Log Likelihood در این بررسی نیز به میزان ۹۸/۸۱ به‌دست آمد.

جدول (۴) نتایج برآورد ضریب‌های بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	معناداری
(GDP)	۴/۵۳	۰/۷۳	۶/۱۴	۰/۰۰۰
(GDP2)	-۲/۳۴	۰/۴۴	-۵/۲	۰/۰۰۰
(ECS)	-۱/۵۴	۰/۸۸	-۱/۷	۰/۰۸
(EMS)	۱/۸۴	۱/۵۳	۱/۲	۰/۲۲
(CS)	-۱/۷۲	۰/۶۳	-۲/۷	۰/۰۰۶

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که ضریب‌های متغیرهای تولید ناخالص داخلی و توان دوم آن به ترتیب مثبت و منفی می‌باشد. از این رو، به نظر می‌رسد که با همگن در نظر گرفتن بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات در بلندمدت، می‌توان استنباط کرد که فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در بخش‌های اقتصادی ایران برقرار است. به عبارت دیگر، در بلندمدت همزمان با رشد اقتصادی در کشور، انتشار آلودگی در بخش‌های اقتصادی پس از رسیدن به یک نقطه اوج تغییر جهت داده و دارای روند نزولی می‌شود. از این رو، می‌توان امیدوار بود که حفظ و ارتقای کیفیت زیست‌محیطی در بلندمدت به عنوان یک مطلوبیت در کشور بر شمرده شود. نتایج جدول (۴) در همین رابطه نشان می‌دهد که در بلندمدت با افزایش سهم موجودی سرمایه بخش‌های اقتصادی و نیز ارتقای سهم از تولید ناخالص داخلی آن‌ها از میزان انتشار آلودگی در کشور کاسته می‌شود. لذا، به نظر می‌رسد که در بلندمدت و با دستیابی به فناوری‌های برتر کمتر آلوده‌کننده و افزایش توان و ظرفیت تولید و درآمدزایی بخش‌های اقتصادی می‌توان از افزایش انتشار آلودگی‌های زیست‌محیطی در کشور جلوگیری کرد. نتایج جدول (۴) همچنین نشان

می‌دهد که افزایش یا کاهش سهم اشتغال نیروی کار بخش‌های اقتصادی در بلندمدت تأثیر معناداری بر انتشار آلودگی زیست‌محیطی در کشور نخواهد داشت. به عبارت دیگر، انتشار آلاینده‌ها در بخش‌های اقتصادی وابستگی معناداری به تغییر و دگرگونی‌های جمعیت شاغلان در این بخش‌ها نخواهد داشت و بیشتر وابسته به دیگر عامل‌های مؤثر بر انتشار آلودگی در هر کدام از بخش‌ها است. پس از بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد نظر، در ادامه به تحلیل رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل در قالب جدول (۵) پرداخته می‌شود.

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، ضریب‌های متغیرهای تولید ناخالص داخلی و توان دوم آن برای بخش کشاورزی به ترتیب مثبت و منفی و نیز معنادار به‌دست آمده است. بر این پایه، به نظر می‌رسد که در کوتاه‌مدت فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای بخش کشاورزی برقرار خواهد بود. از این رو، به نظر می‌رسد که در کوتاه‌مدت می‌توان به کاهش تخریب زیست‌محیطی در بخش کشاورزی همزمان با افزایش درآمدها در این بخش امیدوار بود.

همچنین، نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت ضریب‌های یادشده برای بخش صنعت معنادار نیست که این موضوع بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت نمی‌توان به برقراری فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای بخش صنعت امیدوار بود. لذا، به نظر می‌رسد که عامل‌های دیگری به غیر از رشد درآمدها بر کاهش یا افزایش آلاینده‌های زیست‌محیطی در بخش صنعت اثرگذاری معنادار دارد.

همچنین، علامت‌های مربوط به ضرایب دو متغیر تولید ناخالص داخلی و توان دوم آن در جدول (۵) برای بخش خدمات نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت رابطه کوزنتس زیست‌محیطی برای این بخش به صورت معکوس برقرار است. بر این پایه، به نظر می‌رسد که در کوتاه‌مدت با رشد بخش خدمات در کشور از یک مرحله به بعد میزان انتشار آلودگی با تغییر روند دچار فرایندی صعودی می‌شود. به نظر می‌رسد که در کوتاه‌مدت و با افزایش رشد درآمد بخش خدمات، تقاضای مشتق شده انرژی در این بخش افزایش می‌یابد و در نتیجه آن منجر به افزایش انتشار آلاینده‌ها در این بخش می‌شود. به عبارت دیگر، با رشد بخش خدمات در کشور در کوتاه‌مدت، ماهیت ارائه و عرضه خدمات مختلف مربوط به این بخش متمایل به به‌کارگیری نهاده‌های انرژی‌بر می‌شود. افزایش مصرف انرژی در زیربخش‌های بهداشتی و درمانی، آموزشی، بانکی، حمل و نقل و مانند آن‌ها همزمان با رشد این زیربخش‌ها از جمله این موارد است. بنابراین، ضرورت دارد که به مسئله

تخریب‌های زیست‌محیطی همزمان با افزایش درآمدهای بخش خدمات توجه اساسی معطوف شود.

جدول (۵) نتایج برآورد مدل کوتاه‌مدت و تصحیح خطا با استفاده از روش PMG

	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	معناداری
بخش کشاورزی	COINTEQ01	-۰/۲۵	۰/۰۶	-۳/۷۵	۰/۰۰۰
	D(GDP)	۶۶/۰۹	۱۷/۵۸	-۳/۷۶	۰/۰۰۰
	D(GDP2)	-۲۸۰/۴۳	۷۶/۸۸	-۳/۶۵	۰/۰۰۰
	D(ECS)	۱/۰۶	۱/۳۵	۰/۷۹	۰/۴۳
	D(EMS)	-۳/۲۶	۲/۱۲	-۱/۵۴	۰/۱۲
	D(CS)	۱۹/۸۸	۱۰/۳۹	۱/۹۱	۰/۰۵
	عرض از مبدأ	۲/۱۲	۰/۵۷	۳/۶۹	۰/۰۰۰
	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	معناداری
بخش صنعت	COINTEQ01	-۰/۵۷	۰/۱۳	-۴/۴۱	۰/۰۰۰
	D(GDP)	۴/۲۸	۵/۵۸	۰/۷۷	۰/۴۴
	D(GDP2)	-۶/۸۶	۱۰/۲	-۰/۶۷	۰/۵
	D(ECS)	۵/۱۷	۲/۱۵	۲/۴۱	۰/۰۱
	D(EMS)	-۰/۱۲	۴/۲۹	-۰/۰۳	۰/۹۷
	D(CS)	۴/۳۱	۴/۵۱	۰/۹۵	۰/۳۴
	عرض از مبدأ	۵/۹۳	۱/۳۷	۴/۳۲	۰/۰۰۰
	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	معناداری
بخش خدمات	COINTEQ01	-۰/۴۳	۰/۱۰	-۳/۹۸	۰/۰۰۰
	D(GDP)	-۳/۳۲	۱/۵۴	-۲/۱۵	۰/۰۳
	D(GDP2)	۱/۷۳	۰/۸۱	۲/۱۳	۰/۰۳
	D(ECS)	۰/۵۲	۰/۳۶	۱/۴۳	۰/۱۵
	D(EMS)	۰/۷۳	۰/۹۹	۰/۷۴	۰/۴۶
	D(CS)	۰/۳۵	۱/۲۹	۰/۲۸	۰/۷۷
	عرض از مبدأ	۴/۹۱	۱/۱۴	۴/۲۸	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بنا بر نتایج جدول (۵) همچنین استنباط می‌شود که تمایزهای ساختاری در ماهیت بخش‌های اقتصادی کشور به عنوان یک عامل اثرگذار شایان توجه در فرایند توسعه زیست‌محیطی در کشور به‌شمار می‌آید. در این ارتباط، نتایج جدول یادشده نشان می‌دهد که با افزایش سهم موجودی

سرمایه بخش کشاورزی بر میزان انتشار کربن‌دی‌اکسید در این بخش افزوده می‌شود. با توجه به این مطلب به نظر می‌سد که افزایش سهم موجودی سرمایه در بخش کشاورزی همزمان با افزایش به‌کارگیری ماشین‌ها و ادوات کشاورزی در این بخش است. از این منظر، به منظور کنترل گازهای آلاینده از بخش کشاورزی بایستی به توان کاهش آلودگی ماشین‌های نوین مورد استفاده در بخش کشاورزی همزمان با ارتقای فناوری نوین در این بخش توجه جدی صورت پذیرد.
نتایج جدول یادشده همچنین نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت در بخش صنعت با افزایش سهم این بخش از تولید ناخالص داخلی در کشور بر میزان انتشار آلودگی در این بخش افزوده می‌شود. لذا، به نظر می‌رسد که به‌منظور توسعه زیست‌محیطی در کشور بایستی بر ضرورت‌های زیست‌محیطی رشد نسبی بخش صنعت نیز توجه اساسی معطوف شود.
نتایج جدول (۵) افزون بر این نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت انتشار آلودگی در بخش خدمات تابعی معنادار از سه متغیر سهم از تولید ناخالص داخلی، سهم اشتغال نیروی کار و سهم موجودی سرمایه نخواهد بود. بنابراین، نتایج این بررسی به خوبی بیانگر آن است که با توجه به تفاوت‌های ساختاری مابین بخش‌های اقتصادی در کوتاه‌مدت، استناد به فرضیه کوزنتس به منظور دستیابی به هدف‌های توسعه زیست‌محیطی در کشور بایستی با توجه به تفاوت‌های بین بخشی در بخش‌های مختلف اقتصاد صورت پذیرد. بنا بر نتایج جدول (۵)، جمله تصحیح خطا برای همه بخش‌ها دارای علامت منفی و از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد که این امر نمایانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مورد استفاده در این بررسی است. بر این پایه، فرایند تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت برای بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به ترتیب معادل ۴ سال، ۱/۷۵ سال و ۲/۳۲ سال به طول خواهد انجامید.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این بررسی با تأکید بر تمایزهای بین بخشی و با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی به تحلیل و بررسی فرایند توسعه زیست‌محیطی در بخش‌های اقتصادی ایران در قالب فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس پرداخته شد. با توجه به نتایج این بررسی می‌توان استنباط کرد که در بلندمدت فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در بخش‌های اقتصادی ایران برقرار است. از این رو، به نظر می‌رسد که در بلندمدت و بنا بر فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس می‌توان به دستیابی به توسعه زیست‌محیطی در کشور همزمان با رشد اقتصادی امیدوار بود. در این ارتباط، بنا بر نتایج این بررسی مشخص

شد که در بلندمدت با افزایش سهم از تولید ناخالص داخلی و سهم موجودی سرمایه در بخش‌های اقتصادی کشور از میزان انتشار آلودگی در کشور کاسته می‌شود. لذا، به نظر می‌رسد که در بلندمدت و با افزایش به‌کارگیری فناوری‌های برتر کمتر آلوده‌کننده و افزایش توان و ظرفیت تولید و درآمدزایی بخش‌های اقتصادی می‌توان از افزایش انتشار آلودگی‌های زیست‌محیطی در کشور جلوگیری کرد و در جهت دستیابی آسان‌تر به توسعه از منظر زیست‌محیطی در کشور گام‌های رو به جلو برداشت.

افزون بر این، با توجه به نتایج این بررسی همچنین مشخص شد که در کوتاه‌مدت فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس تنها برای بخش کشاورزی به صورت معمول و متعارف برقرار خواهد بود و این فرضیه برای بخش صنعت پذیرفتنی نبوده و برای بخش خدمات نیز به صورت معکوس برقرار خواهد بود. لذا، با توجه به نتایج این بررسی به نظر می‌رسد که به منظور دستیابی به توسعه زیست‌محیطی در کشور بایستی به تفاوت‌های محتوایی و ساختاری بین بخشی در اقتصاد کشور بیش از پیش توجه و تأکید شود و در سیاست‌گذاری‌های زیست‌محیطی نیز در مورد بخش‌های صنعت و خدمات این تأکید در اولویت امر قرار داشته باشد.

با توجه به نتایج این بررسی همچنین مشخص شد که با افزایش سهم موجودی سرمایه در بخش کشاورزی بر میزان انتشار آلودگی در این بخش افزوده می‌شود. بنابراین، با توجه به نتایج به‌دست آمده ضرورت دارد به منظور کنترل گازهای آلاینده به صورت خاص در بخش کشاورزی به الزام‌های کنترل کننده آلودگی‌های زیست‌محیطی همزمان با ارتقای فناوری‌های برتر در این بخش توجه جدی صورت پذیرد؛ بدیهی است استفاده از انواع روش‌های کنترل کننده آلودگی در ماشین‌ها و ادوات مورد استفاده در بخش کشاورزی همانند مجهز کردن آن‌ها به سامانه‌های جداسازی ذرات معلق از جریان گازهای حامل از جمله این الزام‌ها به‌شمار می‌آیند.

بنا بر نتایج این بررسی همچنین مشخص شد که در کوتاه‌مدت با افزایش سهم بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی در کشور بر میزان انتشار آلودگی در این بخش افزوده می‌شود. لذا، با توجه به اهمیت بسیار مهم هزینه‌های خارجی رشد و توسعه بخش‌های اقتصادی در فرایند توسعه زیست‌محیطی، تأکید می‌شود که درصدی از افزایش درآمدهای سالیانه بخش صنعت در قالب پرداخت مالیات‌های سبز معطوف به جبران آسیب و زیان زیست‌محیطی ناشی از رشد تولید و درآمد در این بخش شود. در این زمینه، می‌توان در بررسی‌های آینده در سیاست‌گذاری‌های زیست‌محیطی، نسبت به تعیین میزان بهینه دریافت مالیات سبز از بخش صنعت اقدام شود.

بنا بر نتایج این بررسی لازم است با توجه به ناهمسازی توسعه زیست‌محیطی با بخش خدمات از منظر فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس و به منظور کنترل و به تأخیر انداختن تخریب زیست‌محیطی اقدام‌های پیشگیرانه همچون بهبود و ارتقای آموزش‌های مربوطه در جهت پیشگیری و کنترل آلودگی‌های زیست‌محیطی و همچنین تدوین منشور رعایت حقوق زیست‌محیطی در بخش خدمات همزمان با رشد درآمدها در این بخش در دستور کار سیاست‌گذاری قرار گیرد.

منابع

افقه، س. رئوفی، ع. (۱۳۹۱) بررسی تاثیرمتغیرهای اقتصادی - اجتماعی برآلاینده های زیست محیطی مطالعه موردی: کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا .MENA اولین همایش بین المللی بحران های زیست محیطی ایران و راهکارهای بهبود آن. جزیره کیش.

امیرتیموری، س. خلیلیان، ص. (۱۳۸۸) بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز CO_2 در کشورهای عضو اوپک: رهیافت منحنی زیست محیطی کوزنتس. علوم محیطی. ۷(۱): ۱۷۲-۱۶۱.

آقایی، م. و رضاقلی‌زاده، م. (۱۳۹۴) مصرف انرژی و رشد ارزش افزوده در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران: رویکرد هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل. مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ۹: ۶۷-۳۱.

بهبودی، داود. برقی گلعذانی ، ا و ممی پور، س. (۱۳۹۳) بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست در کشورهای نفتی. پژوهشنامه اقتصاد کلان. ۹(۱۷): ۵۲-۳۷.

پورکاظمی، م. ابراهیمی، ا. (۱۳۸۷) بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه. پژوهشهای اقتصادی ایران. ۱۰(۳۴): ۷۱-۵۷.

ترازنامه انرژی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۲) قابل دسترس در وبگاه: (http://moe.gov.ir).

حری، ح. جلایی، س و جعفری، س. (۱۳۹۲) بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست‌محیطی در ایران در چارچوب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس .(EKC) پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران. ۶ : ۴۸-۲۷ .

خوش اخلاق، ر. دلالی اصفهانی ر و یارمحمدیان، ن. (۱۳۹۰) تحلیل منحنی زیست محیطی کوزنتس با استفاده از فرایند کیفیت زیست محیطی مشمول انتخاب سبد مصرفی خانوار. تحقیقات مدل سازی اقتصادی. ۲(۶): ۱۰۴-۸۵.

دفتر برنامه توسعه سازمان ملل متحد (۲۰۱۳). قابل دسترس در وبگاه: (http:// www.undp.org).

دفتر تحقیقات و سیاست‌های بخش‌های تولیدی وزارت امور اقتصادی و دارایی، (۱۳۹۲). نگاهی گذرا به سیر تاریخی تخریب منابع آب کشور، علل، پیامدها و راهکارها. قابل دسترس در وبگاه: (http:// www.mefa.gov.ir).

دفتر مطالعات زیربنایی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، (۱۳۹۴). هم‌اندیشی بحران آب با محوریت آب‌های زیرزمینی. شماره مسلسل: ۱۴۴۸۲. قابل دسترس در وبگاه: (http://rc.majlis.ir).

رحیمی، ع. (۱۳۸۹) انسان، توسعه، محیط زیست. کتاب ماه علوم اجتماعی. ۲: ۱۱۸-۱۱۰.

سالنامه آماری سازمان حفاظت محیط زیست. (۱۳۹۲) قابل دسترس در وبگاه: (http://www. doe.ir).

شریف النسبی، م. (۱۳۷۵) چرخه توسعه: راهنمای توسعه شتابان توسعه اقتصادی- صنعتی کشورهای جنوب شرقی آسیا، تهران؛ انتشارات رسا.

صالحی کمرودی، م. پیش‌بهار، ا. و جلیلی، ز. (۱۳۹۳) ارتباط میان صادرات و مصرف انرژی در بخش کشاورزی کشورهای در حال توسعه. اقتصاد کشاورزی، ۴: ۵۷-۴۳.

فطرس، م. معبودی، ر. (۱۳۹۰) رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران. فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی. سال اول، شماره ۱.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۲). قابل دسترس در وبگاه: (http://www.amar.org.ir) .

مزینی، ا. مرادحاصل، ن. (۱۳۹۳) بررسی اثر فعالیت‌های غیر رسمی اقتصادی بر آلودگی هوا (برآورد منحنی زیست محیطی کوزنتس). فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست. ۱۶(۳): ۷۴-۶۳.

مهربانی، ف. قبادی، ص. و رضائیان، ع. (۱۳۹۳) بررسی اثر و رابطه بین اقتصاد دانش‌بنیان و بهره‌وری کل عوامل تولید؛ مطالعه موردی کشورهای توسعه‌یافته، نوظهور و در حال توسعه. جستارهای اقتصادی ایران. ۲۱: ۱۶۰-۱۲۵.

مولایی، م. کاوسی‌کلاشمی، محمد و رفیعی، ح. (۱۳۸۹) بررسی رابطه همجمعی درآمد سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن و وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی دی‌اکسیدکربن در ایران. علوم محیطی. ۸(۱) : ۲۱۶-۲۰۵.

نجفی علمدارلو، ح. سفلایی شهربابک، ا. (۱۳۹۴) آزمون ارتباطات پیشین و پسین رشد کشاورزی و فشار بر منابع طبیعی در ایران. اقتصاد کشاورزی. ۹(۳) : ۱۶۱-۱۴۱.

Al Mamun, MD., Sohag, K., and Hannan Mia, M.A, & Ozturk, I. (2014). Regional differences in the dynamic linkage between CO2 emissions, sectoral output and economic growth, Renewable and Sustainable Energy Reviews, 38, pp 1–11.

Baltagi, B.H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. Third Edition, Wiley Publisher.

Begun, J., and Eicher, T. S. (2008). In search of an environmental Kuznets curve in sulphur dioxide concentrations: a Bayesian model averaging approach; *Environment and Development Economics. 13: 795-822.*

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

Esteve, V., and Tamarit, C. (2012). Is there an environmental Kuznets curve for Spain? Fresh evidence from old data. *Economic Modelling. 29, 2696-2703.*

Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics. 90(1): 1-44.*

Leitão, A. (2010). Corruption and the environmental Kuznets Curve: Empirical evidence for sulfur. *Ecological Economics. 69 (11): 2191 – 2201.*

Li, T., Wang, Y., and Zhao, D. (2016). Environmental Kuznets Curve in China: New evidence from dynamic panel analysis; *Energy Policy. 91: 138–147 .*

Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue. 653-670.

Pesaran, M.H, Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled Mean Group Estimator of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of American Statistical Association. 94: 34-621.*

Pesaran, M.H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels' IZA, Discussion Paper No 1240.

Pesaran, M.H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics. 22(2), pp 265-312.*

Pesaran, M.H., & Smith, R.P. (1995). Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics. 68(1): 79-113.*

Wang, S. X., Fu, Y. B., and Zhang, Z. G. (2015). Population growth and the environmental Kuznets curve; China Economic Review. 36: 146–165.

Westerlund, J. (2007). Testing For Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 69(6): 709-748.*

Yale Center for Environmental Law and Policy. (2012). Available on: (http://epi.yale.edu).