اقتصادکشاورزی و توسعه، سال هفدهم، شماره ٦٦، تابستان۱۳۸۸

بررسی رابطهٔ علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران

مطالعهٔ موردی گاز دی اکسید کربن

دکتر ایرج صالح*[۱]، زهره شعبانی**، سید حامد سادات باریکانی**، دکتر سعید یزدانی*

تاریخ دریافت: ۸۶/۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۷/۶/۱۳

چکیده

ازآنجا که بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای گلخانه‌ای وآثار زیست محیطی آن، به‌ویژه در شرایط کنونی که حجم گازهای گلخانه‌ای با روندی صعودی درحال افزایش است، اهمیت فراوانی دارد، لذا دراین مطالعه وجود رابطهٔ بین انتشار مهمترین گاز گلخانه‌ای یا همان دی اکسیدکربن و میزان تولید ناخالص داخلی واقعی ایران طی سالهای ۱۳۳۹ تا ۱۳۷۸ بررسی و با استفاده از نتایج به دست آمده، به تحلیل منحنی زیست محیطی کوزنتس در شرایط ایران پرداخته شده است. جهت دستیابی به این اهداف، از آزمون استاندارد علیت گرنجر و آزمون علیت هسیائو استفاده و تابع درجهٔ دوم با استفاده از روش OLS براورد شده است.

* دانشیار دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی دانشگاه تهران e-mail: irajsaleh@yahoo.com

۱. نویسنده مسئول

** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکدهٔ اقتصاد و توسعهٔ کشاورزی دانشگاه تهران

نتایج به دست آمده وجود یک رابطه یکطرفه از حجم گاز دی اکسیدکربن بر تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. از سوی دیگر از آنجا که نرخ رشد حجم گاز دی اکسید کربن بیشتر از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است، لذا منحنی زیست محیطی کوزنتس در شرایط ایران فرم مورد انتظار مطرح شده در تحلیلهای نظری را ندارد؛ به عبارتی موقعیت اقتصادی کشور هنوز در شرایطی نیست که بتواند باعث کاهش آلاینده‌های زیست محیطی شود.

طبقه بندی JEL: Q56

کلید واژه‌ها:

تولید ناخالص داخلی، دی اکسید کربن، منحنی کوزنتس، آزمون علیت گرنجر و هسیائو، محیط زیست، ایران

مقدمه

جو اطراف کرهٔ زمین نقش بسیار مهمی در جلوگیری از کاهش دمای آن ایفا می‌کند، به طوری که درصورت نبود اتمسفر، متوسط درجهٔ حرارت زمین به سطحی زیر دمای انجماد ($-۱۹^{\circ c}$) می‌رسد. برخی از گازهای موجود در اتمسفر از جمله دی اکسید کربن(CO_2)، بخار آب(H_2O)، کلروفلوروکربن(CFC)، متان(CH_4) و اکسید نیترو(NO_2)، همانند لایه‌ای در اطراف زمین عمل می‌کنند، به نحوی که از یک طرف حرارت ساطع شده از خورشید و از طرف دیگرحرارت ساطع شده از طرف زمین(تشعشعات مادون قرمز) توسط اتمسفر جذب و به این ترتیب باعث افزایش درجهٔ حرارت کرهٔ زمین می‌شود. فعالیتهای تولیدی و اقتصادی بشر در سالهای اخیر، عامل مهمی در جهت افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای[1] در جو زمین بوده است. علت اطلاق این گازها به گازهای گلخانه‌ای این است که گازهای موجود در جو زمین

1. greenhouse gas

همانند یک محافظ شیشه‌ای عمل می‌کند به طوری‌که در مقابل تشعشعات مادون قرمز ساطع شده از طرف زمین همانند جسم کدر و در مقابل نور خورشید[1] نظیر جسم شفاف عمل می‌نماید، بنابراین همانند یک گلخانه دارای ساختار کارامدی به منظور حفظ تشعشعات خورشیدی خواهد بود. صنعتی شدن جوامع امروزی منجر به بهره‌برداری بیشتر و فشرده‌تر از سوختهای فسیلی زغال سنگ، نفت و گاز شده است. احتراق این سوختهای فسیلی منجر به افزایش آزاد شدن گاز CO_2 و انتشار آن به اتمسفر می‌شود. غلظت این گاز از سال ۱۸۰۰ میلادی تا سالهای اخیر، تا مرز ۳۳٪ افزایش یافته است[2](ترنر و همکاران، ۱۳۷۴). در مذاکرات بین‌المللی با موضوع تغییر اقلیم(IPCC)[3] در سال ۱۹۹۸ در هلند مطرح گردید که افزایش گازهای گلخانه‌ای در اتمسفر در دهه‌های اخیر موجب افزایش درجهٔ حرارت سطح زمین شده است. امروزه اکثر اقلیم‌شناسان در این زمینه توافق نظر دارند که در صورت دو برابر شدن انتشار گازهای گلخانه‌ای بر اثر فعالیتهای بشر، می‌توان پیش‌بینی کرد طی صد سال آینده درجهٔ حرارت زمین به طور متوسط ۲ الی ۵ درجهٔ سانتی‌گراد افزایش یابد (همان منبع). افزایش درجهٔ حرارت زمین آثار و پیامدهای مختلفی دارد. تأثیر این پدیده بر بخش کشاورزی می‌تواند چشمگیر باشد. این افزایش درجهٔ حرارت، منابع آبی را دچار تغییر می‌کند و باعث بالا آمدن سطح آب در مقیاس جهانی می‌گردد که این خود خطرات دیگری نیز به همراه دارد. از سوی دیگر نبود ثبات و پیش‌بینی‌ناپذیر بودن سرعت تغییر اقلیم نیز از دیگر آثار افزایش حرارت محسوب می‌گردد.

حدود ۶۰ درصد از آثار گلخانه‌ای ناشی از فعالیتهای بشر، مربوط به انتشار گاز CO_2 است(همان منبع)[4]. منبع اصلی انتشار این گاز، سوزاندن سوختهای فسیلی است که در دنیای حاضر یکی از ملزومات اصلی تولید انرژی می‌باشد. تولید انرژی از عوامل اساسی در دستیابی

---

۱. از این فرایند تحت عنوان اثر گلخانه‌ای نیز یاد می‌شود.

۲. گفتنی است که فعالیتهای کشاورزی و صنعتی تولیدکنندهٔ گازهای گلخانه‌ای دیگری مثل متان، اکسید نیترو و کلروفلوروکربن نیز هستند.

3. Intergovernmental Panel on Climate Change

۴. گاز CO_2 ازجمله مهمترین گازهای گلخانه‌ای می‌باشد که جهت بررسی در مطالعهٔ حاضر انتخاب شده است.

به توسعهٔ اقتصادی است و در فرایند پیشرفت کشورها از نهاده‌های اصلی و مهم به شمار می‌آید؛ البته استفاده از سوختهای فسیلی تنها علت انتشار کربن نیست بلکه عللی دیگر از جمله قطع درختان جنگلی نیز در این باره دخیل هستند. گازهای آلوده‌کننده از جمله ضایعاتی است که موجب بروز تغییرات زیست‌شناختی در محیط زیست و آسیب گیاهان و حیوانات و بوم نظام می‌شود. در صورتی که این خسارات زیست محیطی به سلامت و بهداشت انسان آسیب رساند و باعث کاهش رفاه او گردد، اقتصاددانان از آن به عنوان آلودگی اقتصادی[1] یاد می‌کنند.

نکته‌ای که در مطالعات صاحبنظران اهمیت بسیاری دارد این است که آیا رابطه‌ای معکوس بین محیط زیست و رشد اقتصاد نیز وجود دارد؟ به عبارت دیگر، آیا علاوه بر آثار زیان‌بار آلودگیهای محیط زیست بر اقتصاد، رشد اقتصادی نیز بر کیفیت محیط زیست تأثیرگذار است؟ در مورد آثار رشد اقتصادی بر محیط زیست، نظریه‌های متفاوتی مطرح شده است. عده‌ای معتقدند که هر چه رشد اقتصادی مستلزم استفاده بیشتر از مواد و انرژی باشد، آثار منفی زیست محیطی بزرگتری به دنبال دارد. اصل تعادل مواد نشان می‌دهد که مواد اولیه و انرژی متناسب با فعالیتهای اقتصادی مصرف می‌شوند و لذا رشد اقتصادی به طور اجتناب‌ناپذیری باعث ظهور آسیبهای زیست محیطی خواهد شد(پرمن و همکاران، ۱۳۸۲). اما نظریه دیگری که در تکامل این نظریه وجود داشته و مورد قبول بانک جهانی و کشورهای بسیاری نیز قرار گرفته عبارت است از: رشد اقتصادی به جای تهدید محیط زیست می‌تواند به بهبود کیفیت آن کمک کند؛ به عبارت دیگر، به تدریج که رشد اقتصادی باعث افزایش کالاها و خدمات می‌شود، انگیزه‌های حمایت از محیط زیست نیز تقدم بیشتری پیدا می‌کند و اهمیت آن در برنامه‌های سیاسی بیشتر افزایش می‌یابد.[2] این نظریه بر اساس بررسیهای متعدد شکل گرفته‌است که‌ازجملهٔ آنهامی‌توان‌به‌مطالعات سلدن و سونگ(Seldon and Song, 1994)،

1. Economic Pollution

۲. روشهای مختلفی برای حفظ و حمایت از محیط زیست وجود دارد؛ از جمله: جانشینی منابع، ابداعات مربوط به فناوری و تغییر الگوهای تقاضا هنگام تغییر قیمتهای نسبی و غیره.

بانک جهانی(World Bank, 1992)و پانایوتو(Panayotou, 1993) اشاره کرد. در واقع هر یک از این مطالعات بر این نکته تأکید دارند که رشد اقتصادی یک عامل ضروری برای بهبود کیفیت محیط زیست می‌باشد.

پیگو(Pigou, 1920) اولین فردی بود که تأثیر آلودگی را در کارایی اقتصادی به صورت منظم و مدون بررسی کرد. در تحلیل وی بین هزینه‌های اختصاصی تولید و فعالیتهای مصرفی شامل مواد سوختی، مادهٔ خام و هزینه‌های نیروی‌کار و هزینه‌های اجتماعی این فعالیتها، تفاوت وجود دارد. وی ملاحظه کرد که آلودگی موجد هزینه‌های خارجی است. هزینه‌های خارجی تولید به همراه هزینه‌های اختصاصی در امر تولید، مجموعاً هزینه‌های اجتماعی تولید را تشکیل می‌دهند.

مطالعات بسیاری در زمینهٔ ارتباط بین گازهای گلخانه‌ای در نقش یکی از آلایندهای محیط زیست و شاخصهای اقتصادی انجام شده است که از جملهٔ آنها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

اولین مطالعه مطرح شده در این زمینه مربوط به بانک جهانی توسعه در سال ۱۹۹۲ می‌باشد. از جمله سایر مطالعات انجام شده می‌توان به مطالعهٔ گرسمن و کروگر (Grossman and Krueger, 1995) اشاره کرد. آنان بیان کردند که رابطه‌ای U شکل به صورت‌وارونه‌بین‌درآمد سرانه و فشارهای محیطی از جمله آلودگی هوا وجود دارد، به گونه‌ای که‌باافزایش‌درآمدسرانه، میزان آلودگی در ابتدا شروع به افزایش می‌کند وسپس‌کاهش‌می‌یابد.

تاسکین و زیم(Taskin and Zaim, 2000) با استفاده از روش تولید مرزی ناپارامتریک[1] و اطلاعات آماری مربوط به ۵۲ کشور جهان در طول ۱۶ سال، رابطه بین انتشار گاز CO_2و تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مزبور را بررسی کردند. نتیجهٔ این بررسی حاکی از وجود رابطهٔ U شکل وارونه بین این دو متغیر بوده است. نتیجه‌ای که تاسکین و زیم در مطالعهٔ خود به‌دست آوردند همانند نتیجه مطالعه‌ای بود که دیجگراف و ولبرگ

1. non parametric production function

(Dijkgraaf and Vollebergh, 2001) در مطالعهٔ خود به آن رسیدند. آنان در مطالعهٔ خود بر روی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی(OECD)[1] طی سالهای ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷، با استفاده از تحلیلهای اقتصاد سنجی، به وجود رابطه U شکل وارونه بین گازهای CO_2 و تولید ناخالص داخلی پی بردند. همچنین یوت و همکاران(Utt & et al., 2001) مطالعه‌ای روی گاز CO_2 با استفاده از اطلاعات مربوط به سالهای ۱۹۲۲ تا ۱۹۹۶ در کشور آمریکا انجام دادند. همان‌طور که مشاهده می‌شود بازهٔ زمانی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است، از سایر مطالعات انجام شده در این زمینه بسیار طولانی‌تر است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه‌ای نوسانی بین این گاز و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد، به گونه‌ای که در تولید ناخالص داخلی سرانهٔ معادل ۲۸/۸۸ هزار دلار مقدار این گاز به بیشترین میزان و در تولید ناخالص داخلی سرانهٔ معادل ۲۰ هزار دلار مقدار این گاز به کمترین میزان خود رسیده است.

روکا و همکاران(Roca & et al., 2001) مطالعه‌ای روی چهار گاز آلوده کنندهٔ هوا(CO_2 در سالهای ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۶ و گازهای SO_2، NO_2 و CH_4 طی سالهای ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۶) در کشور اسپانیا انجام دادند. نتیجهٔ مطالعات آنان حکایت از آن دارد که به غیر از گاز SO_2، هیچ رابطهٔ معنیداری بین گازهای آلوده‌کننده و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد.

اگلی(Egli, 2001) مطالعه‌ای با استفاده از اطلاعات سری زمانی مربوط به سالهای ۱۹۹۶ تا ۱۹۹۸ روی گازهای CH_3، CH_4، SO_2، CO و CO_2 در کشور آلمان انجام داد و نشان داد که هیچ گونه رابطه معنیداری بین گاز CH_3 و تولید ناخالص داخلی سرانه[2] وجود ندارد. در موردگازمتان، در شرایطی که‌ازاطلاعات‌سری زمانی غیرایستا استفاده‌ویک‌مدل‌با خطای تصریح براوردگردید، رابطه‌ای‌بلندمدت‌بین‌این‌گاز و تولید ناخالص داخلی‌تشخیص داده شد.

1. Organisation for Economic Co-opeation and Development
2. GDP per capita

با توجه به مطالب پیشگفته مشخص شد که با افزایش درآمد سرانه، آثار منفی زیست‌محیطی ناشی از فعالیتهای اقتصادی در ابتدا افزایش می‌یابد، آنگاه به حداکثر می‌رسد و پس از آن دوباره کاهش می‌یابد. تابع استخراج شده از این نظریه به نام منحنی زیست محیطی کوزنتس(EKC)[1] معروف است که نشاندهندهٔ وجود یک منحنیU شکل(به صورت معکوس) بین متغیرهای کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی می‌باشد. منحنی زیست محیطی کوزنتس بر پایهٔ فرضیهٔ زیست محیطی[2] شکل گرفته است که بر اساس آن میان تعداد زیادی از شاخصهای زیست محیطی و سطح درآمد سرانه، رابطه‌ای به شکل U وارونه وجود دارد. بر این اساس با افزایش درآمد سرانه، در ابتدا مقدار تخریب زیست محیطی افزایش خواهد یافت، اما پس از رسیدن به سطح حداکثر منحنی کاهش می‌یابد. این رابطه نام خود را از سیمون کوزنتس[3] برندهٔ جایزهٔ نوبل - که بین نابرابری درآمد و درآمد رابطه‌ای به شکل U وارونه پیدا کرد - گرفته است. منحنی زیست محیطی کوزنتس بیان می‌کند که میزان آلودگی با افزایش درآمد به حداکثر خود می‌رسد و سپس شروع به کاهش می‌کند. به سطح حداکثر آلودگی نقطهٔ عطف[4] گفته می‌شود و این نقطه بحث پیرامون کنترل آلودگی است. در واقع اگر فرضیهٔ EKC درست باشد، این نقطهٔ عطف را می‌توان شاخصی از درآمد سرانهٔ کشورهای در حال توسعه در نظر گرفت، به عبارتی می‌توان پیش‌بینی کرد که کشورهای در حال توسعه، سطح آلودگی و تخریب زیست محیطی را تا رسیدن به نقطهٔ عطف مذکور افزایش دهند (Asafu-Adjaye, 1998).

هدف مطالعهٔ حاضر علاوه بر بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت بین حجم گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن و تولید ناخالص ملی، استخراج منحنی زیست محیطی کوزنتس و بررسی شکل این منحنی در شرایط خاص ایران است. اهمیت منحنی کوزنتس در این است که بیان می‌کند رشد اقتصادی شرایطی برای حمایت از محیط زیست فراهم می‌سازد، درصورتی که در

1. envirenmental Kuznet's curve
2. Environmental Transition Hypothesis
3. Simon Kuznets (1955)
4. turning point

مطالعات اخیر به ویژه مطالعه بانک جهانی، براین نکته تأکید می‌شود که ارتباطی بین سطح فعالیتهای اقتصادی و کیفیت محیط زیست وجود ندارد. در این مطالعه با استفاده از رابطهٔ علیت گرنجر و علیت هسیائو و با براورد تابع درجهٔ دوم[1] و بررسی شکل منحنی زیست محیطی کوزنتس، رابطهٔ بین گاز دی اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی بررسی شده است.

روش تحقیق

اطلاعات آماری مورد استفاده در این مطالعه به صورت سری زمانی و بر اساس داده‌های سالهای ۱۳۳۹ تا ۱۳۷۸ است. اطلاعات مربوط به گاز CO_2 از بانک جهان (بر حسب کیلو تن) و اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی (برحسب میلیارد ریال) از مرکز آمار ایران به دست آمده و تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد.

یکی از مسائل مهم در مطالعات اقتصادی، یافتن رابطهٔ علت و معلولی بین متغیرهاست. اصولاً تحلیل رگرسیون وابستگی یک متغیر به متغیرهای دیگر را بررسی می‌کند، ولی الزاماً نمی‌توان به موضوعاتی نظیر جهت وابستگی یا وجود علیت از طریق آن پی برد. روشهای متفاوتی به منظور تعیین رابطهٔ علیت در مطالعات اقتصادی وجود دارد که در زیر به اختصار به روشهایی اشاره می‌شود که در این مطالعه از آنها استفاده شده است.

۱. آزمون استاندارد علیت گرنجر

این آزمون، آزمون نسبتاً ساده‌ای است که در زمینه علیت متغیرها توسط گرنجر(Granger, 1986) ارائه شده و بر پایهٔ این فرض مهم استوار است که اطلاعات مهم برای پیش‌بینی هر متغیری منحصراً در داده‌های سری زمانی مربوط به آن نهفته است. وی بیان می‌کند که با توجه به اینکه آینده نمی‌تواند علت گذشته یا حال باشد، اگر مقادیر جاری(A_t) با استفاده از مقادیر گذشته(B_t) پیش‌بینی شود، می‌توان گفت B_t، علت گرنجری A_t است و برعکس این حالت نیز صادق است. به بیان دیگر می‌توان گفت متغیرB علت تغییر در A است در صورتی که بتوان A را با استفاده از مقادیر گذشتهٔ B پیش بینی کرد و بالعکس.

1. quadratic

آزمون ذکر شده شامل تخمین رگرسیونهای زیر است:

$$A_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j A_{t-j} + U_{1t} \qquad (۱)$$

$$B_\tau = \sum_{\iota=1}^{\mu} \lambda_\iota B_{\tau-\iota} + \sum_{j=1}^{\mu} \delta_j A_{\tau-j} + U_{2\tau} \qquad (۲)$$

با در نظر گرفتن این فرض که اجزای اخلال معادلات بالا ناهمبسته می‌باشند، می‌توان حالتهای مختلف زیر را در نظر گرفت:

الف) اگر ضریب تخمینیB در رابطهٔ ۱ از نظر آماری غیر صفر ($\sum \alpha_i \neq 0$) و مجموع ضرایب A در رابطهٔ ۲ از نظر آماری صفر($\sum \delta_j = 0$) باشد، آنگاه علیت یکطرفه از طرف B به A برقرار است.

ب) اگر از نظر آماری روابط($\sum \alpha_i = 0$) و ($\sum \delta_j \neq 0$) برقرار باشد، می‌توان گفت علیت یکطرفه از طرف A به B وجود دارد.

ج) اگر مجموع ضرایب B و A در هر دو رگرسیون از نظر آماری معنیدار و متفاوت از صفر باشند، آنگاه رابطهٔ علیت دوطرفه برقرار است.

د) اگر مجموع ضرایب B و A در هر دو رگرسیون از نظر آماری معنیدار نباشد، می‌توان گفت دو متغیر مستقل از هم می‌باشند.

نتایج آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است، به گونه‌ای که اگر طول وقفهٔ انتخابی کمتر از طول وقفهٔ واقعی باشد، حذف وقفه‌های صحیح باعث به وجود آمدن اریب در نتایج خواهد شد واگر طول وقفهٔ انتخابی بیشتر از طول وقفهٔ واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل خودتوضیح برداری باعث ناکارایی تخمینها می‌شوند (Chang and Lai, 1997).

۲. آزمون علیت گرنجر هسیائو[1]

این روش دارای دو مرحله است؛ در مرحلهٔ اول مجموعه‌ای از مدلهای خودرگرسیونی روی متغیر وابسته تخمین زده می‌شود. در معادلهٔ رگرسیون اول متغیر وابسته

1. Hsiao's Granger causality

یک وقفه خواهد داشت و در رگرسیونهای بعدی به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد. m تعداد معادلاتی است که تخمین زده می‌شود و به شکل زیر می‌باشد:

$$B_t = \varphi + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i B_{t-i} + \varepsilon_{1t} \qquad (۳)$$

سپس برای هر معادله، معیار خطای نهایی پیش‌بینی (FPE)[1] به صورت زیر محاسبه می‌شود. معادله‌ای که دارای کمترین میزان FPE باشد، طول وقفه بهینه را تعیین می‌کند.

$$FPE(m) = \frac{T+m+1}{T-m-1} SSE(m)/T \qquad (۴)$$

در این معادله T اندازهٔ نمونه، m طول وقفه وSSE مجموع مربعات خطا[2] می‌باشد.

درمرحلهٔ دوم برای تعیین تعداد وقفهٔ بهینه متغیر بعدی، با در نظر گرفتن تعداد وقفهٔ بهینه به دست آمده در مرحلهٔ اول، رابطهٔ رگرسیونی زیر تخمین زده خواهد شد:

$$B_i = \varphi + \sum_{i=1}^{m^*} \alpha_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_j A_{t-j} + \varepsilon_{2t} \qquad (۵)$$

در این رابطه m^* نشاندهندهٔ تعداد وقفه‌های بهینه است.

سپس معیار خطای نهایی پیش‌بینی برای هر معادلهٔ رگرسیونی به روش زیر محاسبه می شود:

$$FPE(m^*, n) = \frac{T+m^*+n+1}{T-m^*-n-1} SSE(m^*, n)/T \qquad (۶)$$

طول وقفهٔ بهینهٔ متغیر A طول وقفه‌ای است که حداقل معیار خطای نهایی پیش‌بینی را ایجاد کند. در این شرایط به منظور انجام آزمون علیت گرنجری مقایسهٔ زیر انجام می‌شود:

اگر $FPE(m^*) < FPE(m^*, n^*)$ باشد، آنگاه A_t علت گرنجری B_t نیست و اگر رابطهٔ برعکس برقرار باشد، A_t علت گرنجری B_t می‌باشد. شرط لازم برای انجام این آزمون آن است که تمام متغیرها ایستا باشند. در صورتی که متغیرها ایستا نباشند، ابتدا باید از آنها تفاضل‌گیری نمود تا ایستا شوند و سپس از این تفاضل ایستا برای انجام آزمون استفاده کرد(Hsiao, 1981).

1. final prediction error
2. sum of squared error

نتایج و بحث

به منظور بررسی وجود رابطهٔ علیت بین تولید ناخالص داخلی ایران و حجم گاز CO_2 درقدم اول باید یک مدل رگرسیونی قابل اعتماد براورد شود.

نکتهٔ مهم در مطالعاتی که از آمارهای سری زمانی استفاده می‌کنند آن است که همواره مسئله وجود رگرسیون کاذب به دلیل استفاده از داده‌های آماری سری زمانی، الگو را تهدید می‌کند، بنابراین به کارگیری آزمونهای ایستایی و پویایی و هم انباشتگی متغیرها در این گونه مطالعات بسیار مهم می‌باشد. به همین منظور برای پی بردن به خصوصیات ایستایی متغیرهای مشخص شده در مطالعه (تولید ناخالص دخالی واقعی و حجم گاز CO_2)از آزمون دیکی-فولر[1] استفاده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده، متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی و متغیرحجم گاز CO_2 هر دو ناپایا و همگرا از درجهٔ اول می‌باشند که با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند(جدولهای ۱و۲).

جدول ۱. آزمون ایستایی متغیر دی اکسید کربن پس از یک بار تفاضل‌گیری

بدون روند		
فرضیهٔ صفر	**آمارهٔ t**	**مقادیر بحرانی**
A(1)=0 Z-Test	-۴۲/۹۳۳	-۱۱/۲
A(1)=0 T-Test	-۶/۸۲۷	-۲/۵۷
A(0)=A(1)=0	۲۳/۳۲۳	۳/۷۸
با روند		
فرضیهٔ صفر	**آمارهٔ t**	**مقادیر بحرانی**
A(1)=0 Z-Test	-۴۳/۶۹۹	-۱۸/۲
A(1)=0 T-Test	-۶/۸۷۵	-۳/۱۳
A(0)=A(1)=A(2)=0	۱۵/۷۶۸	۴/۰۳
A(1)=A(2)=0	۲۳/۶۳۶	۵/۳۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Dickey-Fuller test

جدول ۲. آزمون ایستایی متغیر تولید ناخالص داخلی پس از یک بار تفاضل‌گیری

بدون روند		
فرضیهٔ صفر	**آمارهٔ t**	**مقادیر بحرانی**
A(1)=0 Z-Test	-۲۲/۰۹۱	-۱۱/۲
A(1)=0 T-Test	-۳/۸۴۲	-۲/۵۷
A(0)=A(1)=0	۷/۳۸۴	۳/۷۸
با روند		
فرضیهٔ صفر	**آمارهٔ t**	**مقادیر بحرانی**
A(1)=0 Z-Test	-۲۲/۱۲۵	-۱۸/۲
A(1)=0 T-Test	-۳/۷۹۵	-۳/۱۳
A(0)=A(1)=A(2)=0	۴/۸۰۶	۴/۰۳
A(1)=A(2)=0	۷/۲۱	۵/۳۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که قبلاً توضیح داده شد، در تعیین رابطهٔ علیت گرنجر، تعیین تعداد وقفه‌ها اهمیت خاصی دارد، بنابراین به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، با استفاده از روش هسیائو، مدلهای ۳ و ۵ براورد شد که نتایج آنها در جدولهای ۳ و ۴ آمده است. در نهایت با استفاده از روابط ۴ و ۶ اقدام به تعیین تعداد وقفهٔ بهینه گردید.

جدول ۳. تعداد وقفهٔ بهینهٔ زمانی با تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته

ردیف	مدل	تعداد وقفه	FPE*	AKIKE**
۱	GDP=∂+GDP(1,1)+ξt	۱	۲/۲۱۲۸×۱۰^۸	۱۹/۲۱۵
۲	GDP=∂+GDP(1,2)+ξt	۲***	۲/۱۳۸۷×۱۰^۸	۱۹/۱۸۱
۳	GDP=∂+GDP(1,3)+ξt	۳	۲/۲۴۹۲×۱۰^۸	۱۹/۲۳۱
۴	GDP=∂+GDP(1,4)+ξt	۴	۲/۲۷۷۸×۱۰^۸	۱۹/۲۳۴
۵	GDP=∂+GDP(1,2)+CO2(1,1)+ξt	۱***(۲)-	۲/۰۴۶۳×۱۰^۸	۱۹/۱۳۶
۶	GDP=∂+GDP(1,2)+CO2(1,2)+ξt	۲(۲)-	۲/۱۳۴ ×۱۰^۸	۱۹/۱۷۷
۷	GDP=∂+GDP(1,2)+CO2(1,3)+ξt	۳(۲)-	۲/۲۱۷۸×۱۰^۸	۱۹/۲۱۵

* Akaike (1969) Final Prediction Error

** Akaike (1973) Information Criterion - Log AIC

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*** طول وقفهٔ بهینه انتخاب شده که دارای کمترین مقدار FPE می‌باشد.

همان‌طور که درجدول ۳ ملاحظه می‌شود، در شرایطی که متغیر تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شود، دارای دو وقفهٔ بهینه و متغیرحجم گاز CO_2 دارای یک وقفهٔ بهینه می‌باشد.

جدول ٤. تعداد وقفهٔ بهینهٔ زمانی با حجم گازدی اکسید کربن به عنوان متغیر وابسته

ردیف	مدل	تعداد وقفه	FPE*	AKIKE**
۱	$CO_2=\partial+CO2(1,1)+\xi t$	۱***	۲/۵۴۲×۱۰^۸	۱۹/۳۵۴
۲	$CO_2=\partial+CO2(1,2)+\xi t$	۲	۲/۶۰۴۳×۱۰^۸	۱۹/۳۷۸
۳	$CO_2=\partial+CO2(1,3)+\xi t$	۳	۲/۷۲۴۹×۱۰^۸	۱۹/۴۲۲
۴	$CO_2=\partial+CO2(1,4)+\xi t$	۴	۲/۸۵۳۹×۱۰^۸	۱۹/۴۶۸
۵	$CO_2=\partial+CO2(1,1)+GDP(1,1)+\xi t$	(۱)–۱***	۲/۶۴۰۲×۱۰^۸	۱۹/۳۹۱
۶	$CO_2=\partial+CO2(1,1)+GDP(1,2)+\xi t$	(۱)–۲	۲/۷۶۳۱×۱۰^۸	۱۹/۴۳۶
۷	$CO_2=\partial+CO2(1,1)+GDP(1,3)+\xi t$	(۱)–۳	۲/۸۹۰۳×۱۰^۸	۱۹/۴۸۱
* Akaike(1969) Final Prediction Error				
** Akaike (1973) Information Criterion-Log AIC				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

*** طول وقفهٔ بهینه انتخاب شده که دارای کمترین مقدار FPE می‌باشد.

باتوجه به نتایج ذکر شده در جدول ۴، در شرایطی که حجم گاز CO_2 به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شود، تعداد وقفه بهینه آن یک است. همچنین در شرایطی که متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شود، طول وقفهٔ بهینهٔ آن نیز معادل یک می‌باشد.

جدول ۵. مدلهای بهینهٔ انتخاب شده به منظور بررسی رابطهٔ علیت بین GDPو Co_2

ردیف	مدل	تعداد وقفه	FPE*	AKIKE**
۱	$CO_2=\partial+CO2(1,1)+\xi t$	۱***	۲/۵۴۲×۱۰^۸	۱۹/۳۵۴
۲	$CO_2=\partial+CO2(1,1)+GDP(1,1)+\xi t$	(۱)–۱	۲/۶۴۰۲×۱۰^۸	۱۹/۳۹۱
۳	$GDP=\partial+GDP(1,2)+\xi t$	۲	۲/۱۳۸۷×۱۰^۸	۱۹/۱۸۱
۴	$GDP=\partial+GDP(1,2)+CO2(1,1)+\xi t$	(۲)–۱***	۲/۰۴۶۳×۱۰^۸	۱۹/۱۳۶
* Akaike(1969) Final Prediction Error				
** Akaike (1973) Information Criterion - Log AIC				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده از جداول ۳، ۴ و ۵ و با توجه به داشتن خصوصیت مشابه ایستایی در تمامی متغیرها، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که متغیر GDP تأثیر معنیداری در متغیر CO_2 ندارد. به عبارت دیگر در مطالعهٔ حاضر هیچ گونه رابطهٔ سببی از GDP به CO_2 تأیید نگردید. این در حالی است که با توجه نتایج، مشاهده می‌شود متغیر CO_2 بر متغیر GDP تأثیرگذار می‌باشد. بنابراین، نتایج محاسبات حاکی از وجود یک رابطهٔ یکسویه از حجم گاز دی اکسید کربن به تولید ناخالص ملی داخلی می‌باشد. به منظور بررسی صحت روابط فوق، روابط ۷ و ۸ براورد شد و نتایج زیر به دست آمد. نتایج محاسبات به تفکیک درجداول ۶ و ۷ نشان داده شده است.

جدول ٦. ضرایب براوردی با متغیر وابستهٔ تولید ناخالص داخلی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	p-value
ضریب ثابت	۱۷۶۰۵	۵۷۹۴	۳/۳۸	۰/۰۰۴
G1	۱/۰۳۹۹	۰/۱۷۹۵	۵/۷۹۲	۰/۰۰۰
G2	-۰/۲۳۹۰	۰/۱۴۷۸	-۱/۶۱۷	۰/۱۱۵
C1	۰/۱۶۶۰	۰/۰۸۷۸	۱/۸۸۹	۰/۰۶۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$GDP=17605+1.0399\,G_{1}-0.2390\,G_{2}+0.1660\,C_{1} \qquad (۷)$$

$$(3.038)\quad (5.792)\quad (-1.617)\quad (1.889)\qquad df=36\quad R^{2}=0/97$$

جدول ۷. ضرایب براوردی با متغیر وابستهٔ گاز دی اکسید کربن

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	p-value
ضریب ثابت	۱۱۲۱۱	۶۴۲۹	۱/۷۴۴	۰/۰۸۹
C1	۱/۰۵۶۸	۰/۱۰۰۲	۱۰/۵۵	۰/۰۰۰
G1	-۰/۰۶۶۰	۰/۰۹۶۴	-۰/۶۸۵۱	۰/۴۹۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$CO_2=11211+1.0568\,C_{۱}-0.066\,G_{۱} \qquad (۸)$$

$$(1.744)\ (10.55)\quad (-0.6851)\qquad df=37\ R^{۲}=0/96$$

در روابط فوق GDP تولید ناخالص داخلی(برحسب میلیارد ریال)، CO_2 حجم گاز دی اکسید کربن(برحسب کیلو تن)، G_1 وقفهٔ مرتبهٔ اول تولید ناخالص داخلی، G_2 وقفهٔ مرتبهٔ دوم تولید ناخالص داخلی و $G_{۱}$ وقفهٔ مرتبهٔ اول حجم گاز CO_2 است و اعداد داخل پرانتز مقادیر آمارهٔ t می‌باشند. با توجه به نتایج این محاسبات، همان‌طور که مشاهده می‌شود، رابطهٔ علی یکطرفه از حجم گاز دی اکسید کربن به تولید ناخالص ملی واقعی وجود دارد.

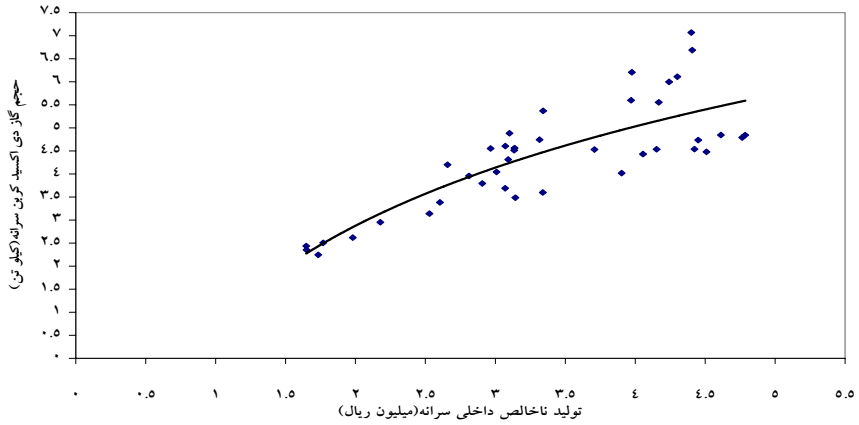
به منظور بررسی شکل منحنی کوزنتس، به محاسبهٔ تابع درجهٔ دوم دی اکسید کربن بر روی تولید ناخالص داخلی پرداخته شد که نتایج این محاسبه در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول ۸. ضرایب براوردی با متغیر وابستهٔ گاز دی اکسید کربن

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	p-value
ضریب ثابت	-۲/۰۸	۰/۸۹۴	-۲/۳۲	۰/۰۰
GDP	۱/۹۲	۰/۴۰۹	۴/۷۱	۰/۰۰۳
GDP^2	-۰/۱۴۵	۰/۰۴۵	-۳/۲۰	۰/۰۲۶

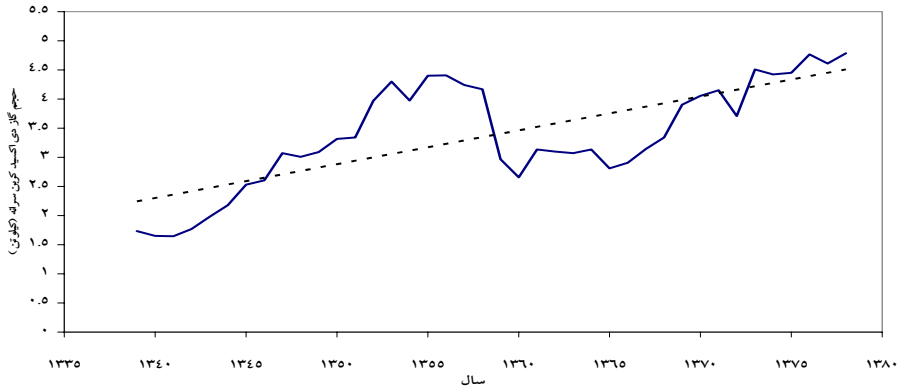
مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود، وجود علامت منفی بین توان اول و دوم متغیر تولید ناخالص داخلی نشاندهندهٔ وجود تقعر رو به پایین منحنی حجم گاز دی اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد. به منظور بررسی بیشتر، نمودار ۱ ارائه می‌شود.

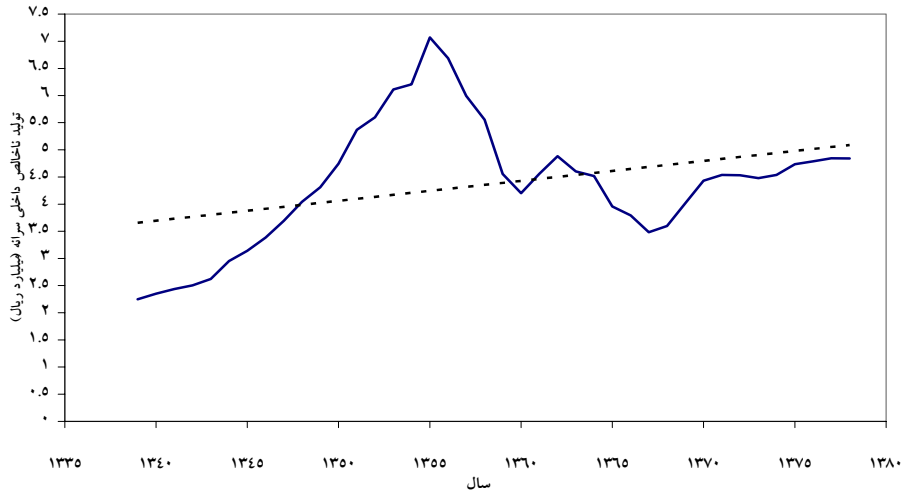


نمودار ۱. منحنی کوزنتس حجم گاز دی اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی

با توجه به نمودار ۱ می‌توان گفت که با وجود تقعر نسبی منحنی زیست محیطی کوزنتس در شرایط مربوط به ایران، این منحنی شکل اصلی خود را (U وارونه) ندارد. به عبارت دیگر، طی دورهٔ زمانی مورد نظر، نرخ رشد حجم گاز دی اکسید کربن سرانه بیشتر از تولید ناخالص داخلی سرانه است و به همین علت رشد تولید ناخالص داخلی سرانه نتوانسته بر متغیر حجم گاز دی اکسید کربن سرانه اثرگذار باشد (نمودارهای ۲ و ۳). به دیگر سخن، اگر طی سالهای آینده رشد تولید ناخالص داخلی سرانه با نرخی سریعتر از افزایش حجم گاز دی اکسید کربن سرانه افزایش یابد، منحنی کوزنتس به شکل مورد انتظار (که در تحلیلهای نظری مطرح شده است) خواهد بود. همچنین می‌توان گفت در این شرایط، رشد اقتصادی باعث کاهش حجم گاز دی اکسید کربن سرانه منتشر شده خواهد بود.



نمودار ۲. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانهٔ ایران طی سالهای ۱۳۳۹ تا ۱۳۷۸



نمودار ۳. نرخ رشد حجم گاز دی اکسید کربن سرانه طی سالهای ۱۳۳۹ تا ۱۳۷۸

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

جهت دستیابی به اهداف این مطالعه یعنی بررسی وجود رابطهٔ علیت بین حجم گاز دی اکسید کربن سرانهٔ منتشر شده در ایران و تولید ناخالص داخلی سرانه و نیز بررسی شکل منحنی زیست محیطی کوزنتس در شرایط ایران، وجود هر گونه رابطهٔ علی از تولید ناخالص داخلی سرانه به حجم گاز دی اکسید کربن سرانه رد گردید؛ ولی وجود رابطه یکطرفه از حجم گاز دی اکسید کربن سرانه به تولید ناخالص داخلی سرانه پذیرفته شد. علاوه بر این ملاحظه گردید متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه دارای اثری کاهنده بر حجم گاز آلوده‌کنندهٔ دی اکسیدکربن سرانه نیست؛ لذا منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در شرایط خاص ایران طی دورهٔ مذکور، دارای فرم مورد انتظاری که در تحلیلهای نظری مطرح شده است نمی‌باشد. به تعبیری دیگر، رشد اقتصادی در ایران درحدی نبوده که بتواند بر آلاینده‌های محیط زیست تأثیری کاهنده داشته باشد، بنابراین می‌توان گفت اگر روند رشد تولید ناخالص داخلی با نرخی سریعتر صورت بگیرد، به گونه‌ای که نرخ رشد آن از نرخ رشد حجم گاز دی اکسید کربن بیشتر شود، می‌تواند باعث کاهش حجم این گاز گردد. همان‌طور که در جدول ۶ نشان داده شده است، تأثیر حجم گاز دی اکسید کربن بر تولید ناخالص داخلی در سطح احتمال ۱۰ درصد معنیدار می‌باشد. این بدان معناست که با افزایش استفاده از سوختهای فسیلی و افزایش آلودگیهای زیست محیطی، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. از آنجا که فعالیتهای تولیدی و مصرفی، دارای آثار جانبی زیست محیطی هستند و از این جهت هزینه‌های زیادی را بر اقتصاد تحمیل می‌نمایند که بسیاری از آنها در حسابهای ملی وارد نمی‌شود، لذا انتقادات متعددی بر چگونگی محاسبات حسابهای ملی وارد می‌شود، از جمله اینکه در حسابهای ملی، سرمایه‌های ایجاد شده انسان مورد توجه و ثبت قرار می‌گیرد، لیکن سرمایه‌های دیگری نظیر هوای تازه، آب، تفرجگاه‌ها و امثال آنها – که غیرقابل مبادله در بازار ولی از نظر اجتماعی و بوم‌شناختی دارای ارزش می‌باشند – در محاسبات مربوطه وارد نمی‌شوند. از طرف دیگر، کلیهٔ محصولات

به دست آمده از منابع طبیعی نظیر چوب درختان و سایر فراورده‌های جنگلی، ماهیان و سایر موجودات دریایی و غیره که مورد مبادله قرار می‌گیرند، در محاسبات ملی وارد می‌شوند. بنابراین می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که در حسابهای ملی، تولید ناخالص ملی و داخلی به طور واقعی محاسبه نمی‌گردند. لذا پیشنهاد می‌شود اثر مثبت افزایش حجم گاز دی اکسید کربن بر رشد اقتصادی بازنگری شود.

همان‌طور که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود، در شرایط ایران، طی سالهای گذشته، یک روند افزایشی در حجم گاز دی اکسید کربن وجود داشته است که اگر این روند ادامه یابد علاوه بر تغییرات قابل توجه آب و هوایی، آلودگی هوا نیز به صورت فزاینده به وجود خواهد آمد. به همین علت تدوین و اجرای سیاستهایی در جهت کاهش حجم این گاز و یا سایر گازهای آلوده‌کننده می‌تواند عاملی در جهت کاهش خسارات غیرمستقیم ناشی از این نوع آلودگیها باشد. از طرفی یافته‌های ت‌حقیق نشان می‌دهد فرضیهٔ انتقال زیست محیطی کوزنتس در ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. این بدان معناست که افزایش رشد اقتصادی نه تنها باعث کاهش حجم گازهای آلوده‌کننده در ایران نمی‌گردد، بلکه حجم این گازها در حال افزایش می‌باشد. اصولاً در کشورهای نسبتاً پردرآمد، کشش درآمدی تقاضای کالاها و خدمات مربوط به تغذیه پایین است که با افزایش پیوستهٔ درآمد کاهش می‌یابد، در حالی‌که کشش درآمدی تقاضا برای تسهیلات رفاهی زیست محیطی بالاست و به افزایش خود نیز ادامه می‌دهد. این حالت با وضعیت موجود در کشورهای فقیر تضاد آشکار دارد، بدین صورت که در کشورهای فقیر کشش درآمدی برای امکانات تغذیه بالا و برای تسهیلات رفاهی زیست‌محیطی پایین است. وقتی که مردم کشور یا منطقه‌ای از درآمد و رفاه قابل توجهی برخوردار می‌شوند، توجه بیشتری به جنبه‌های غیراقتصادی شرایط زندگی خود می‌کنند و نسبت به کشورهای میان‌درآمد و فقیرتر، تمایل بیشتری به رعایت استانداردهای زیست‌محیطی و پدید آمدن ضمانت اجرایی جدی در مورد قوانین زیست محیطی پیدا می‌کنند. با توجه به

برقرار نبودن شرایط منحنی زیست محیطی کوزنتس در اقتصاد ایران به نظر می‌رسد هنوز درآمد سرانه در ایران به حدی نرسیده تا مردم به جنبه‌های غیراقتصادی و زیست محیطی زندگی خود اهمیت بیشتری دهند و ملاحظات مربوط به دستیابی به توسعه‌ای پایدار را به طور جدی دنبال کنند. به عبارت دیگر در این شرایط، کشش درآمدی برای امکانات تغذیه‌ای بالاست، حال آنکه این کشش برای تسهیلات رفاهی زیست محیطی نسبتاً پایین می‌باشد.

منابع

۱. پرمن،ر. و یوما و ج. مک گیل ری (۱۳۸۲)، اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، ترجمهٔ حمید رضا ارباب، نشر نی، تهران.

۲. ترنر، ر.ک. و د. پیرس و ای. باتمن (۱۳۷۴)، اقتصاد محیط زیست، ترجمهٔ سیاوش دهقانیان، عوض کوچکی، علی کلاهی اهری، انتشارات دانشگاه فردوسی، مشهد.

۳. مرکز آمار ایران، سالنامهٔ آماری، سالهای ۱۳۷۸-۱۳۳۹.

4. Asafu-Agjaye, J. (1998), An empirical test of the environmental transition hypothesis, *Indian Journal of Quantitative Economics*, 12: 67-91.

5. Chang, B. S. and T. W. Lai (1997), An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan, *Energy Economics*, 19: 435-444.

6. Dijkgraaf, E. and H. R. J. Vollebergh (2001), A note on testing for environmental Kuznets curves, OCFEB research memorandum 0102, Research Center for Economic Policy, Erasmus University, Rotterdam.

7. Egli, H. (2001), Are Cross-Country Studies of Environmental Kuznets curve Misleading? New evidence from time series data for

Germany, Discussion paper, Ernst. Moritz Arndt University of Greifs wald.

8. Granger, C. W. J. (1986), Development in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Buuletin of Economics and Statistics*, 48: 213-228.

9. Grossman, G. M. and A. B. Kruger (1995), Economic growth and the environment, *Quarterly Journal of Economics*, 110: 353-357.

10. Hsiao, C. (1981), Autoregresisive modeling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics*, 39: 85-106.

11. Kuznets, S. (1955), Economic growth and income inequality, *American Economic Review*, 49: 1-28.

12. Panayotou, T. (1993), Empirical tests and policy analysis of environmental degradation of different stages of economic development, Working Paper: Technology and Employment Programe, International Labour Office, Geneva.

13. Pigou, A.C. (1920), The economics of welfare, Macmillan, London.

14. Roca, J., E. Padilla, M. Farre and V. Galle Ho (2001), Economic growth and atmospheric pollution in Spain: Discussing the environmental Kuznets curve hypothesis, *Ecological Economic*, 39: 85-99.

15. Selden, T.M. and D. Song (1994), Environmental quality and development: Is there a Kuznets curve for air pollution emission?, *Journal of Environmental Economics and Managemaent*, 28: 147-162.

16. Taskin, F. and O. Zaim (2000), Searching for a Kuznets curve in environmental efficiency using kernel estimation, *Economics Letters*, 68: 217-223

17. Utt, J. A., W. Whunter and R. E. Mccornick (2001), On the relation between net carbon emission and income, carbon sinks global warming: Are rich people cool? Mimeo, Department of Economics, Washington State University.

18. World Bank (1992), World Development Report, World Bank, Washington, DC.

19. World Bank (2004), World Development Indicators, CD-Rom.