

تحلیل اثر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست در ایران (با ارائه یک مدل کاربردی در برنامه‌ریزی محیطی)

محمد خیری^۱

استادیار مدیریت، حسابداری و اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

وحید دهباشی

مربی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران

هادی اسماعیل پورمقدم

دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۶/۳۰

چکیده

به طور کلی دغدغه محیط زیستی دغدغه‌ای است پسامادی که خود محصول توسعه است و از بین بردن شکاف‌های اقتصادی و طبقاتی که یکی از مهم‌ترین نمودهای آن توزیع برابر درآمد است از نمودهای اقتصادی توسعه است. حال اگر این حلقه‌های زنجیروار تحلیلی را معکوس کنیم در می‌یابیم که توزیع نابرابر درآمد یعنی عدم توسعه‌یافتگی و این همه یعنی افت کیفیت محیط زیست. هدف از انجام تحقیق حاضر، بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست در ایران است. سؤال اصلی مقاله این است که نابرابری درآمد چه تأثیری بر کیفیت محیط زیست در ایران دارد؟ برای پاسخ‌گویی به سؤال اصلی سؤالات فرعی دیگری نیز در این مقاله مطرح می‌شود از جمله این که وضعیت محیط زیست در ایران چگونه است؟ و این که مؤلفه‌های توسعه از جمله توزیع درآمد در ایران در چه سطحی قرار دارند؟ به طور کلی یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که در بازه‌های زمانی مختلف سیاست‌های توزیع برابر درآمدی باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی برای ایران می‌شود؛ به عبارت دیگر در ایران، گرایش به تخریب محیط زیست در افراد ثروتمند بیشتر از افراد فقیر است و باز توزیع درآمد می‌تواند منجر به کاهش آلودگی سرانه شود. از طرف دیگر و در سطح کلان بین کنترل آلودگی و برابری اقتصادی یک ارتباط متقابل و دوجانبه وجود دارد به نحوی که با افزایش سرمایه‌گذاری برای کنترل آلودگی و بهبود کیفیت محیط زیست، منابع مالی کمتری جهت بهبود توزیع درآمد و برابری اقتصادی در دسترس خواهد بود. با توجه به این مقدمه در این مقاله تلاش خواهد شد به تحلیل اثر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست در ایران پرداخته شود. بدین منظور از داده‌های آماری دوره ۱۳۹۵-۱۳۴۹ استفاده شده است. هم‌چنین با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل برآورد شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. هم‌چنین ضریب جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره ۳۸ درصد از عدم تعادل تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. آزمون‌های ثبات ساختاری نیز نشان‌دهنده باثبات بودن ضرایب تخمین در طول دوره مورد مطالعه هستند.

واژگان کلیدی: محیط زیست، نابرابری درآمد، مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، نابرابری درآمد.

مقدمه

توسعه اقتصادی فرایندی است، که در آن، شالوده‌های اقتصادی و اجتماعی جامعه دگرگون می‌شود. به طوری که حاصل چنین دگرگونی و تحوّل در درجه‌ی اول، کاهش نابرابری‌های اقتصادی و تغییراتی در زمینه‌های تولید، توزیع و الگوهای مصرف جامعه خواهد بود. امروزه توسعه اقتصادی تنها در چارچوب تئوری خالص اقتصادی مورد توجه نیست؛ بلکه بنا به گفته میردال، رشد و توسعه اقتصادی یک مسئله اجتماعی-سیاسی و فرهنگی است. تودارو می‌نویسد: توسعه علاوه بر بهبود وضع درآمدها و تولید، آشکارا متضمن تغییرات بنیادی در ساختمان‌های نهادی، اجتماعی و اداری و نیز طرز تلقی عامه و در بیشتر موارد حتی آداب و رسوم و اعتقادات است (Todaro, 1989: 115). توسعه اگرچه یک پدیده عینی اقتصادی-اجتماعی است ولی برخلاف رشد امری پیچیده و چند بعدی است که نمی‌توان آن را به سادگی با شاخص‌های کمی نظیر درآمد سرانه، ازدیاد پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و انتقال تکنولوژی پیشرفته از جوامع صنعتی مدرن به کشورهای جهان سوم اندازه‌گیری کرد چرا که گذشته از بهبود وضع اقتصادی و ترقی سطح تکنولوژی و ازدیاد ثروت ملی بایستی تغییرات اساسی کیفی در ساخت اجتماعی، سیاسی و فرهنگی جامعه نیز پدید آید. توسعه فرایندی از تغییر و دگرگونی است که نه تنها بر زمینه اقتصادی بلکه بر سیستم اجتماعی، سازمان سیاسی و بالاخره ضوابطی هم که رفتارهای انسانی را در جامعه رهبری می‌کند اثر می‌گذارد- (Naraghi, 1991: 31).

پل هریسون چهار نوع استراتژی را برای دستیابی به توسعه الزامی می‌داند که عبارت‌اند از:

۱- فقرزدایی ۲- مشارکت مطلوب ۳- همکاری ۴- احترام به طبیعت به‌طور خلاصه توسعه عبارت است از حرکتی پویا و مستمر در جهت افزایش توانایی‌ها به منظور رفع نیاز مادی و معنوی و از طریق توازن ساختارها و بهبود هماهنگی نهادهای اجتماعی و اقتصادی با بهره‌برداری بهینه از امکانات و قابلیت‌ها که جامعه را در مسیر رشد و توسعه قرار می‌دهد (Mohseni, 1992: 8).

توسعه در همه جوامع باید دستکم در برگیرنده چهار حوزه زیر باشد:

۱- توسعه اقتصادی ۲- توسعه سیاسی ۳- توسعه اجتماعی ۴- توسعه فرهنگی. توسعه اقتصادی عبارت است از فرایندی که طی آن درآمد واقعی سرانه در یک کشور در دراز مدت افزایش می‌یابد. دکتر عظیمی در تعریف و توضیح توسعه اقتصادی می‌نویسد: توسعه اقتصادی فرایندی است که طی آن ظرفیت‌های تولیدی یک جامعه با تکیه بر گسترش، به کارگیری و درون‌زا نمودن دستاوردهای مدرن علمی-فنی افزایش می‌یابد.

بنابراین توزیع درآمد یکی از مهم‌ترین متغیرهای مورد بحث در فرایند توسعه به شمار می‌رود. بحث پیرامون ارتباط میان توزیع درآمد و رشد اقتصادی در ادبیات توسعه اقتصادی با نظریه‌های کوزنتس آغاز می‌شود. وی در مقاله‌ای تحت عنوان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی برای اولین بار نظریه مشهور خود را ارائه داد. طبق نظریه کوزنتس، نابرابری درآمدی طی اولین مراحل رشد اقتصادی رو به افزایش می‌گذارد؛ سپس همتراز شده و بالاخره پس از گذشت مراحل از توسعه، کاهش می‌یابد در نتیجه از نظر کوزنتس یک رابطه U معکوس بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی برقرار است.

به طور کلی، مطالعاتی که در حیطه ارتباط میان توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی می‌باشند، همگی در قالب دو الگوی کلاسیک یا مدرن و یا تلفیقی از این دو می‌گنجند. در الگوی کلاسیک، این دو مقوله از طریق عامل پس انداز یا سرمایه فیزیکی با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند. به این صورت که هر چه نابرابری درآمدی افزایش یابد، ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه که میل نهایی به پس انداز بالاتری دارند قرار می‌گیرد و این موضوع سبب افزایش پس انداز کل و انباشت سرمایه بیشتر گردیده و در نهایت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. برخلاف الگوی کلاسیک، در الگوی مدرن ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی منفی ارزیابی می‌شود و سرمایه انسانی عامل این ارتباط می‌باشد. به این صورت که برابری بیشتر در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش را برای افراد بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. در نتیجه هرچه نابرابری درآمدی کمتر باشد، سرمایه انسانی بیشتری حاصل گردیده و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد.

جدول شماره ۱- پیشینه خارجی مطالعات صورت گرفته در مورد تأثیر نابرابری بر رشد اقتصادی

| سال | تأثیر مثبت نابرابری بر رشد | سال | تأثیر منفی نابرابری بر رشد | سال | تأثیر مثبت نابرابری بر رشد | سال | تأثیر منفی نابرابری بر رشد |
|------|---|------|---|------|--|------|-------------------------------------|
| ۱۹۹۷ | پارتیج (Partridge) | ۱۹۹۱ | پرسون و تابلینی (Persson and Tabellini) | - | - | ۲۰۰۱ | اودوکان و راند (Odedokun and Round) |
| ۱۹۹۸ | دینگر و اولینو (Deininger and Olinto) | ۱۹۹۳ | پروتی (Perotti) | - | - | ۲۰۰۱ | ژو (Zhu) |
| ۱۹۹۸ | لی و ژو (Li and Zou) | ۱۹۹۴ | آلسینا و رودریک (Alesina and Rodrik) | سال | رابطه‌ای غیرخطی میان این دو متغیر | ۲۰۰۲ | کرمر و چن (Kremer and Chen) |
| ۱۹۹۹ | ژکی و هیلجرت (Szekely and Hilgert) | ۱۹۹۴ | پرسون و تابلینی (Persson and Tabellini) | ۲۰۰۰ | بارو (Barro) | ۲۰۰۲ | کیفر و ناک (Keefer and Knack) |
| ۲۰۰۰ | فوربز (Forbes) | ۱۹۹۵ | کلاری (Clarke) | ۲۰۰۳ | بانرجه و دالو (Banerjee and Duflo) | ۲۰۰۳ | جاستن (Josten) |
| ۲۰۰۲ | کاستلو و دومنچ (Castello and Domenech) | ۱۹۹۶ | آلسینا و پروتی (Alesina and Perotti) | ۲۰۰۳ | چن (Chen) | ۲۰۰۳ | آهیتف و مواف (Ahituv and Moav) |
| ۲۰۰۳ | کرویکس و دوپکه (Croix and Doepke) | ۱۹۹۶ | پروتی (Perotti) | ۲۰۰۵ | ویچوفسکی (Voitchovsky) | ۲۰۰۵ | کنورسی (Kenworthy) |
| ۲۰۰۴ | بلنی و نیشیما (Bleaney and Nishiyama) | ۱۹۹۷ | گالور و زانگ (Galor and Zang) | ۲۰۰۵ | بنگوا و سانچز (Bengoa and Sanchez) | ۲۰۰۵ | لیچسگ (Litschig) |
| ۲۰۰۴ | کاستلو (Castello) | ۱۹۹۷ | لاراین و وراگارا (Larrain and Vergara) | ۲۰۰۸ | بارو (Barro) | ۲۰۰۶ | بنجامین و همکاران (Benjamin et al) |
| ۲۰۰۵ | ایرادیان (Iranian) | ۱۹۹۸ | دینگر و اسکوائر (Deininger and Squire) | ۲۰۱۰ | کاستلو (Castello) | ۲۰۰۷ | دیویس (Davis) |
| ۲۰۰۵ | پارتیج (Partridge) | ۱۹۹۹ | فیگینی (Figini) | ۲۰۱۱ | کاستلز و رویولا (Castells and Royuela) | ۲۰۰۷ | استرلی (Easterly) |
| ۲۰۰۵ | اسچپر و هوگه‌وین (Schipper and Hoogeveen) | ۱۹۹۹ | تانی نِن (Tanninen) | ۲۰۱۲ | چارلز (Charles) | ۲۰۰۹ | قوین و همکاران (Qin et al) |

Source: (<http://refahj.uswr.ac.ir>)

محیط زیست یکی از متغیرهایی است که رابطه نسبتاً محکمی با رشد اقتصادی و از جمله متغیر مورد بررسی در این مقاله یعنی نابرابری درآمد دارد. در سال‌های اخیر بسیاری از مطالعات، پیرامون موضوع رابطه بین آلودگی‌های زیست‌محیطی و رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند اما به موضوع اثر توزیع درآمد (نابرابری) بر محیط زیست کمتر توجه شده است. این در حالی است که نابرابری درآمد به طور قابل توجهی از طریق تقاضای اجتماعی بر کیفیت محیط زیست اثر می‌گذارد و می‌تواند در سیاست‌گذاری مهم باشد (Boyce, 1994: 170-172). از دیدگاه زیست‌محیطی می‌توان توسعه را این‌گونه تعریف نمود: توسعه حرکت متوازن، سنجیده و متعادل هر پدیده است در جهت سلامت محیط زیست و مقابله معقول با افزایش جمعیت (AVIGIT.1982:P.68). هدف از انجام تحقیق حاضر، بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست در ایران می‌باشد. سؤال اصلی مقاله این است که نابرابری درآمد چه تأثیری بر کیفیت محیط زیست در ایران دارد؟ بدین منظور از داده‌های آماری دوره ۱۳۴۹-۱۳۹۵ استفاده شده است. هم‌چنین با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای

مدل برآورد شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. هم‌چنین ضریب جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره ۳۸ درصد از عدم تعادل تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. آزمون‌های ثبات ساختاری نیز نشان‌دهنده باثبات بودن ضرایب تخمین در طول دوره مورد مطالعه هستند.

رویکرد نظری مقاله

تعدادی از مطالعات بیان می‌کنند که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست از یک منحنی U معکوس پیروی می‌کند. این رابطه U معکوس به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس معروف است. بر این اساس در مراحل اولیه فرآیند صنعتی شدن با توجه به اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط زیست پاک و نبود تکنولوژی پایین، استفاده از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا افزایش می‌یابد و موجب گسترش انتشار آلودگی می‌شود. در این مرحله با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی نمی‌توانند هزینه‌های کاهش آلودگی را تأمین کنند و در نتیجه آثار زیست‌محیطی رشد اقتصادی نادیده گرفته می‌شود (Selden and Song, 1994: 147; Cole, Rayner and Bates, 1997: 403; Lieb, 2004: 483).

اما در مراحل بعدی فرآیند صنعتی شدن پس از رسیدن به سطح مشخصی از درآمد سرانه، افزایش درآمد سرانه موجب بهبود کیفیت محیط زیست خواهد شد به طوری که در چنین وضعیتی با توجه به اهمیت بالای محیط زیست، تکنولوژی پاک و قوانین و مقررات زیست‌محیطی مناسب شاخص‌های آلودگی محیط زیست کاهش می‌یابند (Grossman and Krueger, 1997: 3; Shafik, 1994: 757; Aldy, 2005: 51; Song, Zheng and Tong, 2008: 382; Iwata, Okada, Samreth, 2009:4057).

از نقطه نظر تئوریک تأثیر نابرابری درآمد بر آلودگی به دلیل وجود مکانیسم‌های مختلف و متضاد نامشخص است. از یک سو بر اساس دیدگاه افرادی مانند سلدون و سونگ و استرن و همکاران کیفیت محیط زیست مستقیماً تحت تأثیر توزیع درآمد جهانی است. بر این اساس از آنجا که توزیع درآمد جهانی دارای چولگی منفی است، انتشار آلاینده‌ها، همراه با افزایش رشد اقتصادی (به بالاتر از نقطه عطف منحنی آلودگی سرانه) همچنان افزایش پیدا می‌کند. به بیان دیگر نقطه چرخش آلودگی کل ممکن است در سطح بالاتری از درآمد نسبت به انتشار سرانه آلودگی به دست آید. همچنین بر اساس دیدگاه راولین و همکاران بین کنترل آلودگی و برابری اقتصادی یک ارتباط ده-بستان وجود دارد. به نحوی که با افزایش سرمایه‌گذاری برای کنترل آلودگی و بهبود کیفیت محیط زیست، منابع مالی کمتری جهت بهبود توزیع درآمد و برابری اقتصادی در دسترس خواهد بود. در سطح بین‌المللی یکی از مجراهای که از طریق آن نابرابری درآمد می‌تواند بر ارتباط درآمد و محیط‌زیست اثر بگذارد تفاوت میل نهایی به آلودگی در کشورهای فقیر و ثروتمند است. اگر میل نهایی به آلودگی در کشورهای فقیر از کشورهای ثروتمند بیشتر باشد، نابرابری بالاتر بین کشورها، موجب افزایش سطح متوسط آلودگی جهانی شده و هرگونه تلاش برای بهبود توزیع درآمد تنها به هزینه افت بالاتر کیفیت محیط‌زیست به دست می‌آید. به بیان دیگر توزیع مجدد درآمد ممکن است دارای آثار زیست‌محیطی متضادی همراه با رشد بوده، به گونه‌ای که هرگونه تلاش برای بهبود توزیع درآمد، موجب افت بیشتر کیفیت محیط زیست شود. علاوه بر این، اعمال نفوذ کشورهای ثروتمند برای تحمیل هزینه‌های زیست‌محیطی بر کشورهای فقیر و کاهش توانایی جامعه برای رسیدن به راه حل همکاری در رابطه با مشکلات

زیست محیطی مجراهای دیگری است که ممکن است از طریق آن نابرابری اقتصادی تأثیر منفی بر کیفیت محیط زیست بگذارد. در عین حال متغیرهای خاص هر کشور، مانند درآمد سرانه، سطح توسعه انسانی و میزان مصرف انرژی و سوخت‌های فسیلی می‌تواند بر کیفیت محیط زیست اثر بگذارد. در این رابطه افزایش درآمد می‌تواند، به طور غیرمستقیم، از طریق تغییر تقاضا و ترجیحات زیست محیطی افراد بر کیفیت محیط زیست اثر بگذارد. اگر کیفیت محیط زیست یک کالای لوکس باشد، با افزایش درآمد سرانه، تقاضای جامعه برای دسترسی به محیط زیست با کیفیت بالاتر افزایش پیدا می‌کند. علاوه بر این کشورهای ثروتمند تمایل نسبی بیشتری به آب و هوای پاک و استانداردها و قوانین زیست محیطی شدیدتر، در مقایسه با کشورها با درآمد پائین دارند.

جدول شماره ۱- خلاصه پژوهش‌های علمی در حوزه نابرابری اقتصادی و سیاسی و کیفیت محیط زیست

| ردیف | پژوهشگر | موضوع | نتیجه |
|------|----------------------------|---|---|
| ۱ | بویسی (۱۹۹۴) | بررسی نظری تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست | نابرابری بالاتر درآمد از دو طریق نرخ ترجیح زمانی و تجزیه و تحلیل هزینه-فایده فعالیت‌های آسیب-رسان به محیط زیست موجب افزایش افت کیفیت محیط زیست می‌شود. |
| ۲ | راوالیون و همکاران (۱۹۹۷) | بررسی ارتباط بین آلودگی و نابرابری و اثرات متقابل آن با درآمد سرانه و جمعیت یا استفاده از داده‌های انتشار گازهای آلاینده ناشی از سوخت-های فسیلی، GDP سرانه تعدیل شده برحسب برابری قدرت خرید (PPP) و شاخص ضریب جینی مربوط به ۴۲ کشور | کشش درآمدی انتشار آلودگی منفی و در حدود ۱ درصد است. همچنین مقدار کشش درآمدی انتشار آلودگی، همراه با افزایش متوسط درآمد کاهش پیدا می‌کند و نسبت حساسیت انتشار آلودگی به توزیع مجدد درآمد ده کشور ثروتمند به ده کشور فقیر دنیا در حدود ۵ درصد است. کشش درآمدی انتشار آلودگی تابع مستقیم شاخص ضریب جینی است، بدین معنی که با افزایش نابرابری، اثر رشد درآمد بر انتشار آلودگی افزایش پیدا می‌کند. |
| ۳ | اسکروگز (۱۹۹۸) | بررسی تأثیر متغیرهای ضریب جینی، دموکراسی، تراکم جمعیت و سهم انرژی هسته‌ای از عرضه کل انرژی بر شاخص کیفیت محیط زیست با استفاده از الگوهای تلفیقی ^۱ و داده‌های ۲۲ کشور | نتایج بدست آمده با توجه به شاخص زیست محیطی مورد استفاده متفاوت است. |
| ۴ | دی برابان و همکاران (۱۹۹۸) | ارتباط بین آلودگی و نابرابری توزیع درآمد در گروهی از کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) | نابرابری بالاتر می‌تواند انتشار CO ₂ در کشورهای ثروتمند را همراه با نرخ رشد بالاتر افزایش دهد. |
| ۵ | توراس و بویسی (۱۹۹۸) | بررسی ارتباط درآمد-آلودگی و تأثیر نابرابری قدرت بر کیفیت محیط زیست بر پایه مطالعه اولیه بویسی یعنی "قاعده تصمیم‌گیری مجموع وزنی قدرت اجتماعی" (PWSDR) در ۵۸ کشور طی دوره ۱۹۹۱-۱۹۷۷ | با افزایش نابرابری قدرت، آلودگی افزایش می‌یابد و در عین حال متغیرهای سواد و حقوق مالکیت از قدرت توضیحی بالاتری در کشورها با درآمد پائین برخوردارند. |
| ۶ | راوالین و همکاران (۲۰۰۰) | بررسی تأثیر توزیع درآمد بر تخریب محیط‌زیست در چارچوب یک الگوی نظری و با این فرض که هر دو گروه افراد ثروتمند و فقیر جامعه از تابع تقاضای ضمنی در رابطه با انتشار آلودگی برخوردار بوده و مصرف کالاها به طور مستقیم از طریق مصرف و یا غیرمستقیم از طریق تولید همراه با انتشار آلودگی است | برآیند میل نهایی به انتشار (MPE) خانوارهای ثروتمند و فقیر عامل تعیین‌کننده نحوی تغییر آلودگی نسبت به درآمد است. چنانچه افراد فقیر از MPE بالاتری (پائین‌تری) نسبت به ثروتمندان برخوردار باشند، سیاست توزیع طریق مصرف و یا غیرمستقیم از طریق تولید همراه با انتشار آلودگی است |
| ۷ | ماناگی | بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر هزینه‌های تحقیق و | نابرابری بالاتر درآمد موجب کاهش حفاظت از |

| ردیف | پژوهشگر | موضوع | نتیجه |
|------|----------------------------|--|---|
| | (۲۰۰۰) | توسعه (R&D) در محیط زیست ۱۹ کشور عضو OECD طی دوره ۱۹۹۱-۱۹۸۰ | محیط زیست می‌شود. |
| ۸ | مارسیلانی و رینزترم (۲۰۰۰) | بررسی تاثیر نابرابری بر حمایت‌های زیست محیطی با استفاده از داده‌های پانل ۱۰ کشور صنعتی | نابرابری بالاتر، شدت انتشار آلودگی را افزایش داده و از این رو موجب حمایت‌های زیست محیطی کمتری می‌شود. |
| ۹ | هرنیک و همکاران (۲۰۰۱) | بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و محیط زیست در چارچوب منحنی کوزنتس زیست محیطی | اثر کلی نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست معکوس بوده و بر اثر متغیرهای سیاسی بر کیفیت محیط زیست غالب است. |
| ۱۰ | اریکسون و پیرسون (۲۰۰۳) | تجزیه و تحلیل اثر درآمد و نابرابری اقتصادی و دموکراسی بر آلودگی با فرض متفاوت بودن ترجیحات زیست محیطی کارگزاران اقتصادی و درآمد در چارچوب الگوی توسعه یافته استوکی (۱۹۹۸) ^۱ | برابری بالاتر توزیع درآمد بستگی به درجه دموکراسی دارد. |
| ۱۱ | کمپاف و روزیگنال (۲۰۰۵) | بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست در یک اقتصاد در حال رشد | تاثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست به برآیند ترجیحات زیست محیطی جامعه بستگی دارد. |
| ۱۲ | فرزین و باند (۲۰۰۵) | بررسی ارتباط بین کیفیت محیط زیست و دموکراسی | ترجیحات زیست محیطی گروه‌های مختلف جامعه در نظام‌های دموکراتیک در مقایسه با نظام‌های دیکتاتوری به نحو موثرتری بر کیفیت محیط زیست اثرگذار است. |
| ۱۳ | بران لوند و غلوش (۲۰۰۸) | بررسی ارتباط درآمد-آلودگی و نقش توزیع درآمد بر این ارتباط، با استفاده از داده‌های خانوارهای سوئدی | گسترش آلودگی همراه با رشد نه تنها به سطح درآمد، بلکه به نحوی توزیع درآمد بستگی دارد. |
| ۱۴ | کلمنت و میونی (۲۰۰۸) | بررسی ارتباط بین نابرابری اقتصادی و آلودگی در قالب فرضیه کوزنتس زیست محیطی و داده‌های پانل برای مجموعه‌ای از کشورهای در حال توسعه طی دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۳ | انتشار دی اکسید گوگرد، بیشتر تحت تاثیر سطح ثروت (GDP سرانه) بوده و به توزیع درآمد ارتباط چندانی ندارد. به عبارت دیگر، نابرابری تنها اثر محدودی بر انتشار SO ₂ دارد. اما تاثیر نابرابری بر شاخص آلودگی آب قوی‌تر است، بدین گونه که در کشورهای مورد مطالعه درجه بالاتر نابرابری همراه با آلودگی بالاتر آب است. |
| ۱۵ | گالاگر و تاگر (۲۰۰۸) | بررسی نقش دموکراسی بر کیفیت محیط زیست و منحنی کوزنتس زیست محیطی طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۶۰ در کشورهای منتخب | هرچند در کوتاه‌مدت دموکراسی تاثیری بر انتشار آلودگی ندارد، ولی در بلندمدت تاثیر آن بر انتشار آلودگی منفی است. |
| ۱۶ | کالاجس | بررسی تاثیر دموکراسی بر کیفیت محیط زیست در آمریکای لاتین با استفاده از یک الگوی پانل طی | دموکراسی دارای تاثیر مثبتی بر کیفیت محیط زیست در آمریکای لاتین است، به نحوی که |

| ردیف | پژوهشگر | موضوع | نتیجه |
|------|---------------------|---|---|
| | (۲۰۱۰) | دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۸ | افزایش ۱۰ درصدی در سطح دموکراسی موجب کاهش ۶ درصدی سرانه انتشار آلودگی می‌شود. |
| ۱۷ | درابو (۲۰۱۰) | بررسی تاثیر کیفیت محیط زیست و نابرابری درآمد بر شاخص‌های سلامت در چارچوب الگوی توسعه یافته ماناگی ^۱ (۲۰۰۰) | نابرابری درآمد تاثیر منفی بر کیفیت محیط زیست دارد و اقل کیفیت محیط زیست موجب بدتر شدن سلامت جامعه می‌شود. |
| ۱۸ | آروین و لی (۲۰۱۱) | بررسی تاثیر دموکراسی بر کیفیت محیط زیست در کشورهای در حال توسعه طی دوره ۱۹۷۶-۲۰۰۳ | نتایج با توجه به شاخص مورد استفاده و دوره مطالعه برای اندازه‌گیری کیفیت محیط زیست متفاوت است. |
| ۱۹ | بایک و گویسه (۲۰۱۳) | بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد، رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO ₂) در اقتصاد آمریکا با استفاده از یک الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) | توزیع عادلانه‌تر درآمد موجب بهبود کیفیت محیط زیست در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود. در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رشد اقتصادی اثر مثبتی بر کیفیت محیط زیست دارد، در حالی که مصرف انرژی اثر منفی بر محیط زیست دارد. |

محافظت از محیط زیست وابسته به دو اثر مطلق و نسبی درآمد است. رشد اقتصادی به عنوان اثر مطلق ممکن است تمایل به پرداخت بیشتر برای امکانات رفاهی زیست محیطی را پدید آورد و از طرفی نیز ممکن است با توجه به اولویت بالای آن نسبت به محیط زیست، باعث تخریب آن گردد. نابرابری درآمد نیز به عنوان اثر نسبی با تغییر ترجیحات مصرف کنندگان کالاهای عمومی زیست محیطی، موجب تخریب محیط زیست می‌شود. در واقع می‌توان گفت در کشورهای توسعه یافته اثر مطلق درآمد با افزایش تمایل به پرداخت برای محیط زیست، موجب بهبود محیط زیست می‌شود و اثر نسبی درآمد با کاهش تمایل به پرداخت، تخریب محیط زیست را پدید می‌آورد (Magnani, 2000: 432-436).

با افزایش نابرابری درآمد، افراد فقیر از آنجایی که محیط زیست را به عنوان تنها منبع فوری درآمد می‌پندارند، بیش از حد معمول به بهره‌برداری از محیط زیست می‌پردازند. از سوی دیگر نابرابری اقتصادی اغلب با بی‌ثباتی سیاسی همراه است که این امر موجب می‌شود افراد ثروتمند به جای تأمین هزینه مالی حفاظت از محیط زیست و منابع طبیعی محلی به سمت سیاست بهره‌برداری از محیط زیست بومی و سرمایه‌گذاری در خارج از کشور که عدم اطمینان سیاسی پایین‌تر است، روی آورند؛ بنابراین افزایش در نابرابری موجب می‌شود هم فقیر و هم غنی موجب افزایش بیشتر تخریب محیط زیست گردند (Boyce, 1994: 170-174).

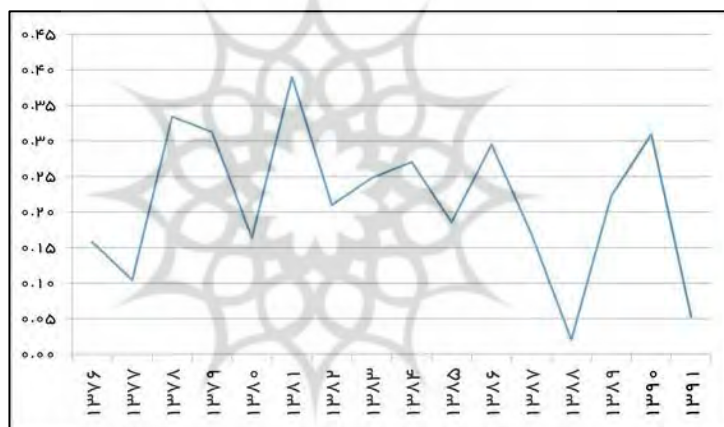
نابرابری موجب سیاست‌های توزیع مجدد می‌شود که تصمیمات اقتصادی را منحرف می‌کند و کیفیت تولیدات را پایین‌تر می‌برد. بدین صورت که منحنی امکانات مصرف به سمت داخل حرکت می‌کند و در صورتی که محیط زیست یک کالای نرمال باشد هر فردی مصرف خصوصی را نسبت به محیط زیست ترجیح می‌دهد؛ بنابراین در پی این امر سیاست‌های زیست محیطی در اولویت‌های پایین قرار خواهند گرفت (Marsiliani and Renstrom, 2000: 7-9).

هم‌چنین برای حل مشکلات زیست محیطی همکاری عموم جامعه لازم است که در یک جامعه نابرابر نسبت به جامعه برابر، به دلیل وجود تضاد در میان عوامل سیاسی از جمله دولت، اتحادیه‌های تجاری و ...، ایجاد همکاری و

هماهنگی سخت‌تر می‌باشد. در نتیجه نابرابری درآمد از این طریق نیز موجب افزایش تخریب محیط زیست می‌گردد (Borghesi, 2000: 5-7).

وضعیت توزیع درآمد در ایران

اقتصاددانان مدرن نیز در این مورد مباحثات و مطالعات بسیاری را انجام داده‌اند، اما نگاه آن‌ها بیشتر به توزیع درآمد بین افراد و خانوارها معطوف بوده است. بخش مهمی از این مطالعات به رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی اختصاص داشته است. این دسته از اقتصاددانان در بررسی‌های خود از معیارهای پیش‌گفته بهره برده‌اند. معیارهای متفاوتی که برای این منظور طراحی و استفاده شده است، همه به دنبال پاسخگویی به یک سؤال مشترک هستند و تنها تفاوت آن‌ها میزان دقت و جامعیت آن‌هاست که در طول زمان افزایش یافته است. در ادامه به معرفی اجمالی این شاخص‌ها پرداخته و سپس به بررسی وضعیت نابرابری درآمدی در ایران خواهیم پرداخت. از میان معیارهای مختلفی که برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی طراحی شده است، شاخص جینی (که تحت عنوان ضریب جینی شناخته شده است)، شاخص ۲۰/۲۰ و شاخص هوور مهم‌ترین و پرکاربردترین هستند.



نمودار شماره ۱- نابرابری درآمدی در ایران (Source: <http://www.tejaratefarda.com>)

نابرابری درآمدی نه تنها یک متغیر مهم اقتصادی به منظور سیاست‌گذاری صحیح اقتصادی است، بلکه از آنجا که ارتباط مستقیم با زندگی توده مردم دارد، یک متغیر مهم سیاسی و اجتماعی نیز محسوب می‌شود. صرف نظر از اینکه چه دولتی و با چه تفکر سیاسی روی کار است، از آنجا که توزیع نابرابر درآمد همواره به ترویج اختلاف طبقاتی برداشت می‌شود، همواره یکی از مسائلی است که توده برای ارزیابی عملکرد اقتصادی یک دولت یا جناح در نظر می‌گیرد. گرچه گاهی با سیاست‌های کوتاه‌مدت غیر بهینه می‌توان توزیع درآمد را برابرتر کرد، اما بدون تفکر بلندمدت و اتخاذ استراتژی صحیح چنین سیاست‌هایی تنها منجر به بدتر شدن توزیع درآمد در میان‌مدت و بلندمدت خواهد شد. به بیانی ساده، اگر سیاست‌های توزیع درآمد بدون ریشه‌یابی علل واقعی صورت گیرد، نتیجه معکوس خواهد داشت. بین سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۸۰ ضریب جینی ثابت بوده و در سال ۱۳۸۰ افزایش می‌یابد، اما این افزایش چندان پایدار نبوده و پس از یک سال روند کاهشی آن آغاز می‌شود و برای حدود سه سال ثابت می‌ماند. از سال ۱۳۸۶ (سال دوم ریاست جمهوری محمود احمدی‌نژاد) این ضریب شروع به کاهش کرده و سرانجام در سال ۱۳۹۰

به کمترین مقدار خود در طول دوره می‌رسد. این نتیجه‌گیری سطحی با ادعای احمدی‌نژاد مبنی بر توزیع برابرتر درآمد همخوانی دارد، اما بسی جای تأمل است (Darwishi & Shahiki tasah, 2012: 125).

در بررسی صحت این ادعا باید به چند نکته توجه داشت. اول اینکه ضریب جینی ساده‌انگارانه‌ترین شاخص در ارزیابی توزیع درآمد است. چرا که منحنی لورنز مبنای توزیعی ندارد و نتیجه حاصله تنها پایه تجربی دارد نه مبنای تئوریک. دوم اینکه این شاخص نمی‌تواند به ما بگوید که نابرابری دقیقاً در کجا اتفاق می‌افتد تا بتوان کاهش و افزایش نابرابری را تحلیل کرد. بر اساس نمودار ۲۰ درصد ثروتمندترین افراد جامعه به ۲۰ درصد فقیرترین آن‌ها اگرچه روند مشابهی دیده می‌شود اما در هنگام ثبات شاخص جینی شاهد نوسان شاخص ۲۰/۲۰ هستیم.

به منظور بررسی صحت نتایج به دست آمده در نمودار فوق رشد درآمد سرانه در دوره زمانی مشابه محاسبه شده است. همان‌طور که در این نمودار دیده می‌شود، به‌رغم اینکه در سال ۱۳۸۱ شاهد بیشترین مقدار شاخص جینی بوده‌ایم، درآمد سرانه نیز شاهد بیشترین رشد بوده است و در سال ۱۳۸۶ که روند کاهشی ضریب جینی آغاز شده است رشد درآمد سرانه نیز روند نزولی خود را آغاز کرده است. نگاهی به اهم نتایج شاخص‌های نابرابری در سال ۱۳۹۴ در مناطق شهری و روستایی و کل کشور نشان می‌دهد که ضریب جینی در سال ۱۳۹۴ در کل کشور ۰,۳۹ بوده است که در مقایسه با سال ۱۳۹۳ با عدد ۰/۳۸ به میزان ۰/۰۱ افزایش داشته است. در مناطق شهری نیز ضریب جینی با ۰/۱۰ افزایش از ۰/۳۶ به ۰/۳۷ رسیده است و همچنین در مناطق روستایی با عدد ۰/۳۴ بدون تغییر باقی مانده است. در مناطق شهری بیشترین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۴ نسبت به سال ۱۳۹۳ مربوط به استان‌های آذربایجان غربی، ایلام و البرز بوده است؛ به عبارت دیگر بیشترین کاهش نابرابری در این سه استان رخ داده است. در مناطق روستایی بیشترین کاهش ضریب جینی در سال ۱۳۹۴ نسبت به سال ۱۳۹۳ مربوط به استان لرستان بوده است. سهم بیست درصد فقیرترین جمعیت در سال ۱۳۹۴ در کل کشور، مناطق شهری و روستایی به ترتیب با اعداد ۰/۰۶، ۰/۰۷ و ۰/۰۷ نسبت به سال ۱۳۹۳ بدون تغییر بوده است.

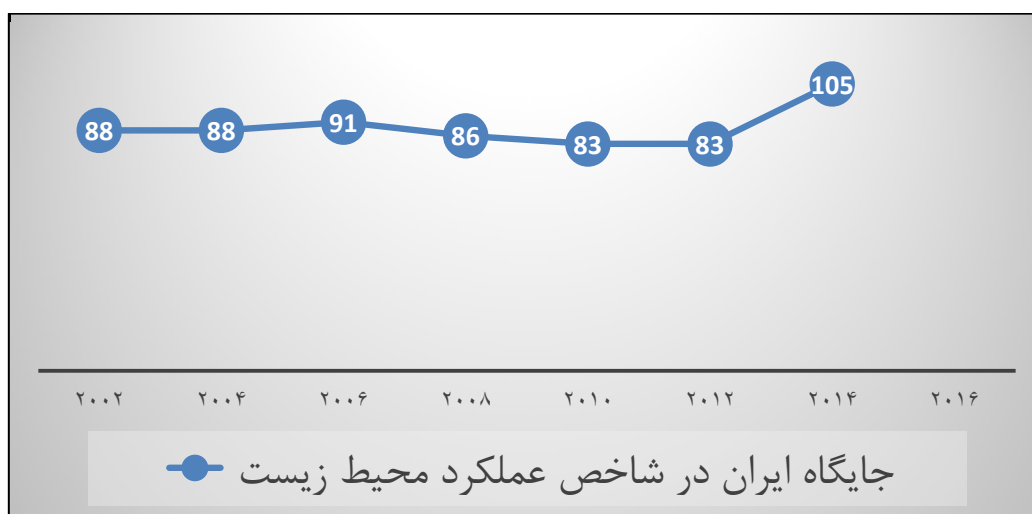
کیفیت محیط زیست در ایران

شاخص EPI شاخص‌های است که براساس مطالعه روی ۲۲ شاخص زیست‌محیطی، از جمله منابع آب، آلودگی هوا، تنوع زیستی و تغییرات آب و هوایی مورد بررسی قرار می‌گیرد و هر ساله توسط دانشگاه ییل و سایت <http://epi.yale.edu/> اعلام می‌شود. بر اساس آخرین گزارش منتشر شده در این سایت، رتبه کشورمان با ۲۲ پله نزول، از رتبه ۸۸ در سال ۲۰۱۴ به رتبه ۱۰۵ در سال ۲۰۱۶ رسیده است.

بر اساس گزارش مشترک سازمان حفاظت محیط زیست ایران و بانک جهانی، حدود ۴/۷ درصد از محصول ناخالص ملی ایران در سال ۸۳ زیان‌های زیست‌محیطی بوده است که با تبدیل آن به دلار، به رقم ۸/۴ میلیارد دلار می‌رسیم. در تهران روزانه ۳ هزار تن مونواکسید کربن، ۲ تن سرب، ۱۳۰ تن اکسید ازت و ۳۰ تن اکسید گوگرد تولید و پخش می‌شود که ۸۰ درصد آن ناشی از آلودگی وسایل نقلیه عمومی است. بر اثر این میزان آلودگی که ۸,۲ برابر استاندارد جهانی است، سالانه شاهد مرگ ۷۰۰۰ نفر بر اثر آلودگی هوا، مرگ‌های زودرس، سکته، سرطان،

¹. Environmental performance index

بیماری‌های روحی و روانی و کاهش امید به زندگی هستیم. در عین حال، ظرف ۳۰ سال گذشته جنگل‌های کشور از ۱۸ میلیون هکتار به ۱۲ میلیون هکتار کاهش یافته است.



نمودار شماره ۲- جایگاه ایران در شاخص عملکرد محیط زیست

Source: (<http://epi.yale.edu>)

جدول شماره ۲- میزان انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای ناشی از تولید و مصرف انرژی کشور طی سال‌های ۱۳۴۶-۹۳ (تن)

| سال | گاز | CO _x | CO ₂ | SO ₂ | SO ₃ | CO |
|------|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----|
| ۱۳۴۶ | ۶۳۹۹۴ | ۱۰۸۷۵۶ | ۱۶۷۹۱۵۸ | ۱۴۴۲ | ۲۹۶۰۶۴ | |
| ۱۳۵۰ | ۹۹۷۳۳۳ | ۱۶۸۷۲۲ | ۲۴۷۷۲۳۰۴ | ۲۲۲۲ | ۴۸۵۹۴۰ | |
| ۱۳۵۵ | ۲۳۱۶۰۹ | ۳۳۸۸۴۴ | ۴۷۹۰۴۵۰ | ۴۵۸۶ | ۱۳۴۴۰۷۳ | |
| ۱۳۶۰ | ۳۰۶۷۵۴ | ۴۸۲۲۷۹ | ۳۱۸۹۴۳۸۸ | ۶۴۱۱ | ۱۵۲۷۵۲۳ | |
| ۱۳۶۵ | ۴۸۹۰۳۶ | ۷۸۴۸۴۵ | ۹۳۱۸۲۱۵۴ | ۱۰۶۰۳ | ۲۳۲۸۱۸۴ | |
| ۱۳۷۰ | ۶۲۹۹۰۴ | ۸۵۰۴۴۳ | ۱۷۰۱۱۰۲۷۷ | ۱۱۹۷۴ | ۳۰۹۲۳۷۵ | |
| ۱۳۷۵ | ۸۱۴۶۹۸ | ۱۱۴۴۲۹۵ | ۲۴۰۳۵۳۴۳۳ | ۱۵۳۰۳ | ۴۲۶۳۱۵۶ | |
| ۱۳۸۰ | ۹۹۴۴۲۴ | ۱۱۷۴۹۴۵ | ۳۰۳۳۱۵۶۴۵ | ۱۵۶۵۳ | ۵۹۸۹۱۱۳۷ | |
| ۱۳۸۲ | ۱۱۶۹۲۹۳ | ۷۱۵۸۹۲ | ۳۵۶۵۵۸۲۹۳ | ۸۴۵۶ | ۷۹۵۶۶۴۴ | |
| ۱۳۸۸ | ۱۸۳۶۲۶۵ | ۱۶۷۸۰۷۸ | ۵۳۸۵۲۷۸۹۴ | ۱۶۶۵۳ | ۸۶۵۱۰۷۰ | |
| ۱۳۹۲ | ۱۹۴۶۸۳۸ | ۱۶۱۲۸۲۳ | ۵۸۷۴۴۵۷۲۷ | ۱۴۶۱۹ | ۹۲۷۵۳۶۷ | |
| ۱۳۹۳ | ۱۹۷۳۹۲۶ | ۱۴۸۲۵۷۷ | ۶۰۲۲۶۷۳۷۶ | ۱۵۰۱۱ | ۹۲۹۵۴۷۶ | |

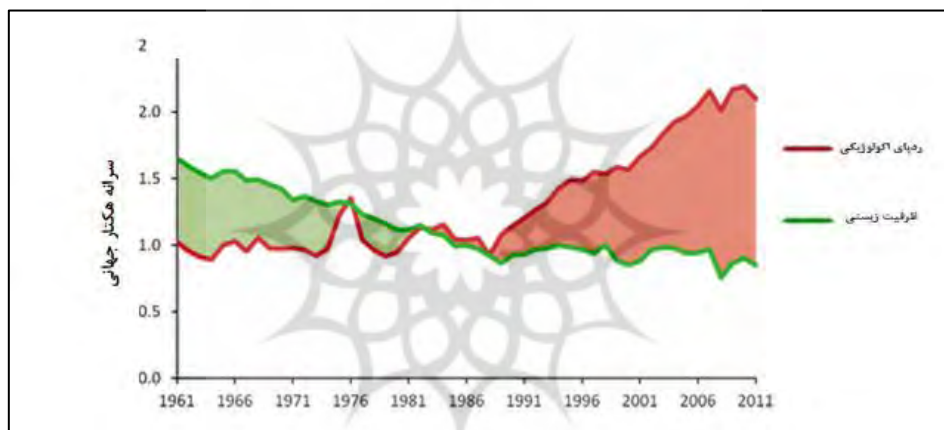
Source: (<http://epi.yale.edu>)

جدول شماره ۳- موقعیت ایران نسبت شاخص‌های ۲۰ گانه در مقایسه با دیگر کشورها

| ردیف | شاخص‌ها | نمره ایران | رتبه ایران | ردیف | شاخص | نمره ایران | رتبه ایران |
|------|---------------------------|------------|------------|------|-----------------------------------|------------|------------|
| ۱ | کیفیت هوا | -۰/۸۵ | ۱۱۹ | ۱۱ | ارزش تغذیه انسانی پایه | ۰/۸ | ۳۲ |
| ۲ | میزان آب | -۰/۴۹ | ۱۰۹ | ۱۲ | بهداشت محیط | ۰/۲۹ | ۷۶ |
| ۳ | کیفیت آب | ۰/۳۸ | ۳۸ | ۱۳ | علم و تکنولوژی | -۰/۴۶ | ۸۳ |
| ۴ | تنوع زیستی | -۰/۱۸ | ۱۰۶ | ۱۴ | ظرفیت مباحثه و بررسی | -۰/۶۰ | ۱۲۴ |
| ۵ | زمین | ۰/۰۱ | ۷۳ | ۱۵ | حاکمیت زیست محیطی | -۱/۰۲ | ۱۳۸ |
| ۶ | کاهش آلودگی هوا | ۰/۵۱ | ۳۱ | ۱۶ | مسئولیت بخش خصوصی | -۰/۳۹ | ۶۱ |
| ۷ | کاهش فشار آلودگی روی آنها | -۰/۴ | ۱۰۸ | ۱۷ | بازده اکولوژیک | -۰/۶۴ | ۱۲۲ |
| ۸ | کاهش فشار بر اکوسیستم‌ها | ۰/۳۲ | ۳۶ | ۱۸ | مشارکت در همکاری بین‌المللی | -۰/۰۷ | ۷۴ |
| ۹ | کاهش مصرف و کاهش زائدات | ۰/۲۹ | ۷۶ | ۱۹ | کاهش خروج گازهای گلخانه‌ای | -۰/۳۵ | ۱۰۱ |
| ۱۰ | کاهش رشد جمعیت | ۰/۳۲ | ۶۸ | ۲۰ | کاهش فشارهای فرامرزی بر محیط‌زیست | -۰/۲۳ | ۱۰۷ |

Source: (<http://epi.yale.edu>)

ردپای اکولوژیکی به ارزیابی و میزان تأثیر انسان بر محیط می‌پردازد، به عبارت دیگر بار تحمیل شده بر زیست کره از سوی فرد یا جامعه را مشخص می‌کند. بررسی ردپای اکولوژیکی ایران در بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ نشان می‌دهد که اگرچه رتبه ایران در سطح جهان در این مدت ثابت بوده است، اما سرانه ردپای اکولوژیکی کاهش پیدا کرده است و از ۲/۶۸ به ۲/۶۶ رسیده است. در مقابل با افت ظرفیت زیستی ایران در مدت مشابه علاوه بر اینکه از لحاظ رتبه در سطح جهان تنزل یافته و از ۱۰۸ به ۱۰۶ رسیده است از نظر سرانه نیز از ۸۴/۰ به ۸۱/۰ رسیده است. تغییرات رد پای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی ایران در فاصله سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۹ حاکی از رشد فزاینده ردپای اکولوژیکی از یکسو و افت شدید ظرفیت زیستی از سوی دیگر است. این امر که بیشتر به یک فاجعه می‌ماند بدین معنا است که در ایران بهره‌برداری غیراصولی از سرزمین منجر به کاهش ظرفیت زیستی شده و فرصت لازم برای بازیابی توان طبیعی از آن سلب شده است. افزایش بی‌رویه ردپای اکولوژیک نیز حاکی از تغییرات الگوی مصرف و افزایش مصرف‌گرایی در کشور است که نیازمند مدیریتی مناسب و برنامه‌ای دقیق برای کنترل آن و تلاش در راستای کاهش خلأ موجود میان این دو شاخص است.



نمودار شماره ۳- تغییرات سرانه هکتار جهانی برای ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی ایران

Source: <https://www.doe.ir>

تصریح مدل، داده‌ها و توضیح متغیرها

- داده‌ها

برای بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی می‌توان از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده کرد. مدل استفاده شده در این مقاله که برگرفته از مطالعه بیک و گویسا (Beak and Gweisah, 2013) می‌باشد، به صورت زیر است:

$$LEN_t = \alpha_0 + \alpha_1 LGDP_t + \alpha_3 LGINI_t + \alpha_4 LEC_t + \epsilon_t \quad (1)$$

در تشکیل مدل تحقیق از ۴ متغیر شاخص کیفیت محیط زیست (LEN)، تولید ناخالص داخلی (LGDP)، شاخص نابرابری درآمد (LGINI) و مصرف انرژی (LEC) استفاده شده است. تمام متغیرهای به کار رفته بر حسب لگاریتم طبیعی می‌باشند. تحقیق حاضر تلاش می‌کند با استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی که مبتنی بر یافتن ترکیبات خطی از متغیرهای اولیه بر اساس ساختمان ماتریس واریانس-کوواریانس است، شاخص کلی برای کیفیت محیط زیست استخراج کرده و همه ابعاد آن مورد توجه قرار گیرد. شاخص کیفیت محیط زیست ترکیبی از آلاینده‌های

اکسیدهای گوگرد SO₂ و SO₃، اکسیدهای نیتروژن NO_x، مونوکسیدکربن CO، ذرات معلق SPM و دی‌اکسید کربن CO₂ می‌باشد. بر اساس مطالعات قبلی (Torras and Boyce, 1998; Beak and Gweisah, 2013; Heerink, Mulatu and Bulte, 2001) ضریب جینی به عنوان شاخصی برای نابرابری درآمد استفاده می‌شود. داده‌های مربوط به آلاینده‌های SO₂، SO₃، NO_x، CO و SPM از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی و CO₂ از مرکز تحلیل اطلاعات کربن^۱، داده‌های مصرف انرژی از ترازنامه انرژی، داده‌های تولید ناخالص داخلی که شاخص رشد اقتصادی می‌باشد، از آنتکاد^۲ و داده‌های مربوط به شاخص نابرابری درآمد از آمارهای بانک مرکزی به دست آمده است. دوره زمانی مورد بررسی در این تحقیق، سال‌های ۱۳۴۹-۱۳۹۵ است و برای برآورد از نرم‌افزار Microfit4 استفاده شده است.

تصریح مدل

در این مقاله از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی که توسط پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) ارائه شده، استفاده شده است. بیشتر مطالعات اخیر اشاره دارند که روش ARDL برای بررسی رابطه هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها بر دیگر روش‌هایی مانند انگل-گرنجر برتری دارد. این روش صرف‌نظر از این که متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) باشند، قابل کاربرد است و هم‌چنین در نمونه‌های کوچک کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی به صورت زیر است:

$$\varphi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \quad (۲)$$

که در آن داریم:

$$\varphi(L, P)Y_t = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p \quad (۳) \quad b_i(L, q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \dots + b_{iq}L^q \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (۴)$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. L عملگر وقفه و w_t برداری از متغیرهای قطعی شامل متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برونزا است. P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل می‌باشد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز-بیزین، حنان-کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل شده تعیین کرد. در این مطالعه معیار شوارتز-بیزین با توجه به حجم کم داده‌ها و صرفه‌جویی در تعیین وقفه استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L, q_i)}{1 - \hat{\varphi}(L, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\varphi}_1 - \hat{\varphi}_2 - \dots - \hat{\varphi}_p} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (۵)$$

روش ARDL شامل دو مرحله برای تخمین روابط بلندمدت است. مرحله اول در مدل پویای ARDL وجود رابطه بلندمدت بررسی می‌شود و مرحله دوم تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت صورت می‌گیرد و تنها زمانی انجام می‌شود که در مرحله اول رابطه بلندمدت تأیید شود. پس از تخمین مدل پویای ARDL، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^p \varphi_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^p \varphi_i - 1 < 0 \quad (۶)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت است. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\varphi}_i}} \quad (۷)$$

در صورتی که آماره t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر^۱ بزرگتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم جمعی رد و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می شود (Nowferesti, 1999: 98). در مرحله دوم چنانچه وجود هم جمعی تأیید شود، روابط بلندمدت برآورد می شود.

نتایج تحقیق

با به کارگیری روش مؤلفه های اصلی برای هر یک از پنج شاخص معرفی شده یک مقدار ویژه (γ_i) به دست می آید و وزن (سهم) هر شاخص در شاخص کلی با استفاده از رابطه زیر محاسبه می شود:

جدول (۱) نتایج تجزیه مؤلفه های اصلی را نشان می دهد. نتایج جدول فوق بر اساس روش تجزیه مؤلفه های اصلی و با استفاده از ماتریس واریانس-کوواریانس به دست آمده است. نتایج شاخص کلی محیط زیست حاکی از این است که انتشار دی اکسید کربن بیشترین اهمیت را دارد و پس از آن به ترتیب شاخص های NO_x ، SO_2 ، CO ، SO_3 و SPM مطرح می شوند.

جدول شماره ۳- نتایج تجزیه مؤلفه های اصلی شاخص کیفیت محیط زیست، مقادیر ویژه و سهم در شاخص کلی

| شاخص | مقدار ویژه (γ_i) | وزن (سهم) |
|--------|---------------------------|------------|
| SO_2 | ۰/۰۵۸۲ | ۰/۰۰۰۰۰۲۳۹ |
| SO_3 | ۰/۰۰۵۵ | ۰/۰۰۰۰۰۰۲۳ |
| NO_x | ۳/۱۱۲۵ | ۰/۰۰۰۱۲۸ |
| CO_2 | ۲۴۳۱۲۳۰ | ۰/۹۹۹۸۶۸ |
| CO | ۰/۰۱۶۶ | ۰/۰۰۰۰۰۰۶۸ |
| SPM | ۰/۰۰۰۰۹ | ۰/۰۰۰۰۰۰۰۸ |

Source: (Research calculations)

قبل از پرداختن به آزمون، پایایی همه متغیرها بررسی می شود تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها $I(2)$ نباشند. در صورت وجود متغیرهای $I(2)$ در مدل، آماره های F قابل اعتماد نیستند. برای اطمینان از پایایی و ناپایایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در الگو از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. جدول (۲) نشان دهنده نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح برای متغیرهای مورد نظر می باشد. معمولاً معیار SBC^2 در تعداد وقفه ها صرفه جویی می کند، از این رو در این تحقیق تعداد وقفه های بهینه بر اساس معیار SBC انتخاب شده است.

تمام متغیرها به استثنای LGDP در سطح در حالت روند پایا می‌باشند. برای متغیر LGDP قدر مطلق آماره دیکی - فولر تعمیم‌یافته در هر دو حالت از مقادیر بحرانی کوچک‌تر می‌باشد بنابراین در سطح ناپایا بوده و فرض وجود ریشه واحد رد نمی‌شود.

جدول شماره ۴- نتایج آزمون‌های ریشه واحد در حالت سطح

| با عرض از مبدأ و روند** | | | با عرض از مبدأ و بدون روند* | | |
|-------------------------|-----------|------------|-----------------------------|-----------|------------|
| نتیجه آزمون | آماره ADF | وقفه بهینه | نتیجه آزمون | آماره ADF | وقفه بهینه |
| پایا | -۴/۵۵ | ۱ | ناپایا | -۰/۲۹ | ۲ |
| ناپایا | -۲/۵۰ | ۵ | ناپایا | -۱/۰۹ | ۳ |
| پایا | -۷/۰۰ | ۱ | پایا | -۶/۳۴ | ۱ |
| پایا | -۴/۹۹ | ۲ | ناپایا | -۱/۰۶ | ۳ |

* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت بدون روند ۲/۹۶- است.

** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت با روند ۳/۵۶- است.

Source: (Research findings)

برای تشخیص درجه پایایی متغیر مورد نظر، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبه اول تکرار شده است.

نتایج آزمون نشان می‌دهد که متغیر LGDP با یک بار تفاضل‌گیری پایا شده است.

جدول شماره ۵- نتایج آزمون‌های ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

| با عرض از مبدأ و روند** | | | با عرض از مبدأ و بدون روند* | | |
|-------------------------|-----------|------------|-----------------------------|-----------|------------|
| نتیجه آزمون | آماره ADF | وقفه بهینه | نتیجه آزمون | آماره ADF | وقفه بهینه |
| پایا | -۶/۶۹ | ۳ | پایا | -۵/۸۲ | ۲ |

* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت بدون روند ۲/۹۶- است.

** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت با روند ۳/۵۷- است.

Source: (Research findings)

نتایج برآورد مدل ARDL، مبتنی بر سه بخش رابطه پویا، بلندمدت و کوتاه مدت می‌باشد. معادله زیر به عنوان

رابطه پویای بین متغیرها تصریح و برآورد می‌شود:

$$LEN = \alpha + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} LEN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \alpha_{2j} LGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \alpha_{3j} LGINI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \alpha_{4j} LEC_{t-j} + U_t \quad (8)$$

برای برآورد رابطه فوق با توجه به این که داده‌ها سالانه است حداکثر وقفه، ۲ لحاظ و با استفاده از معیار شوارتز-

بیزین رابطه پویای بین متغیرها انتخاب شد. وقفه بهینه هرکدام از متغیرها مشخص و مدل به صورت

ARDL(1,1,0,0) برآورد شد. به منظور بررسی رابطه بلندمدت متغیرها، مقدار آماره محاسباتی بنرجی، دولاو و

مستر به صورت زیر محاسبه شده است:

$$t = \frac{0.61-1}{0.11} = -3.54 \quad (9)$$

مقدار آماره جدول بنرجی، دولاو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد برای مدل با عرض از مبدأ برابر ۳/۵۴- می-

باشد بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، نتیجه برآورد

در جدول (۴) ارائه می‌گردد:

جدول شماره ۶- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | آماره t | ارزش بحرانی |
|---------|-------|--------------|---------|-------------|
| LGDP | ۰/۵۱ | ۰/۲۵ | -۲/۰۳ | ۰/۰۵۰ |
| LGINI | ۱/۴۶ | ۰/۶۹ | ۲/۱۳ | ۰/۰۴۱ |
| LEC | ۰/۵۹ | ۰/۱۶ | ۳/۶۸ | ۰/۰۰۱ |

Source: (Research findings)

از آنجا که نتایج حاصل از آزمون کلاسیک نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی پیاپی بین اجزا اخلاص، معادله صحیح تصریح شده و واریانس همسان هستند، لذا نتایج حاصل از رابطه بلندمدت قابل اعتماد می‌باشد. نتایج به دست آمده از جدول فوف نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. همان‌طور که دیده می‌شود کشش بلندمدت انتشار آلاینده‌های محیط زیست نسبت به رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و مصرف انرژی معنی‌دار و مثبت می‌باشد. برآورد الگوی تصحیح خطا برای بررسی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت در جدول (۶) ارائه می‌شود:

جدول شماره ۷- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

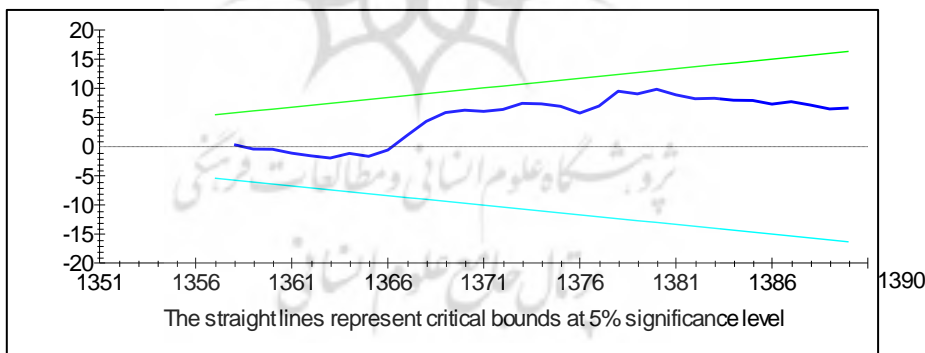
| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | آماره t | ارزش بحرانی |
|---------|-------|--------------|---------|-------------|
| dLGDP | ۰/۵۸ | ۰/۱۸ | ۳/۱۱ | ۰/۰۰۴ |
| dLGINI | ۰/۵۶ | ۰/۲۳ | ۲/۴۱ | ۰/۰۲۱ |
| dLEC | ۰/۲۳ | ۰/۰۷ | ۳/۳۸ | ۰/۰۰۲ |
| ECM(-1) | -۰/۳۸ | ۰/۱۲ | -۳/۲۱ | ۰/۰۰۳ |

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد

** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰ درصد

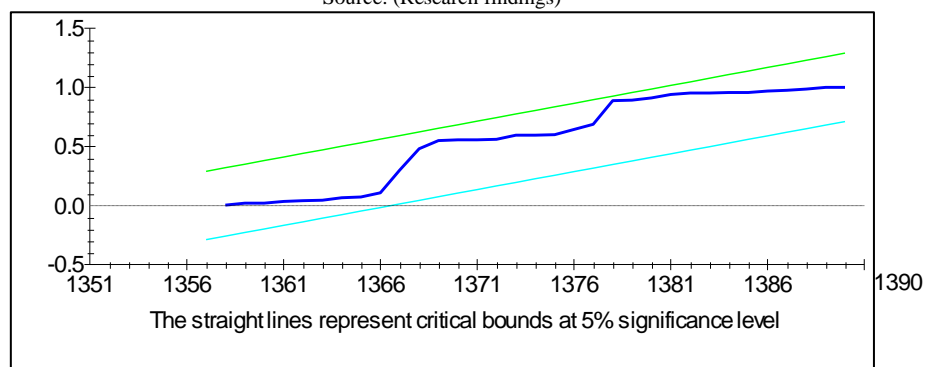
Source: (Research findings)

ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، $-۰/۳۸$ به دست آمده است؛ که به معنی تعدیل ۳۸ درصدی در هر دوره تا برقراری تعادل بلندمدت است. نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای بررسی ضرایب برآورد شده و آزمون پایداری ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت در طول زمان در نمودارهای ۷ و ۸ آورده شده است. از آنجا که در هر دو آزمون آماره‌ها در داخل فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند فرض صفر مبنی بر ثبات ضرایب پذیرفته شده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد نتایج به دست آمده قابل اتکا و معتبر هستند.



نمودار شماره ۴- مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM در مورد ثبات مدل

Source: (Research findings)



نمودار شماره ۵- مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ در مورد ثبات مدل

نتیجه‌گیری

به طور کلی دغدغه محیط زیستی دغدغه‌ای است پسامادی که خود محصول توسعه است و از بین بردن شکاف‌های اقتصادی و طبقاتی که یکی از مهم‌ترین نمودهای آن توزیع برابر درآمد است از نمودهای اقتصادی توسعه است. حال اگر این حلقه زنجیروار تحلیلی را بر عکس کنیم درمی‌یابیم که توزیع نابرابر درآمد یعنی عدم توسعه‌یافتگی و این همه یعنی افت کیفیت محیط زیست. هدف از انجام تحقیق حاضر، بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست در ایران می‌باشد. نتایج پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد که نابرابری اقتصادی و سیاسی تأثیر منفی بر کیفیت محیط‌زیست کشورهای مورد مطالعه داشته است. به نحوی که با بهبود توزیع درآمد و بهبود شاخص دموکراسی، کیفیت محیط زیست بهبود پیدا می‌کند. تأثیر درآمد سرانه بر کیفیت محیط‌زیست مثبت است. به این معنی که با افزایش سطح درآمد و توسعه اقتصادی بالاتر شاهد بهبود کیفیت مدیریت محیط‌زیست کشورها خواهیم بود. با افزایش درآمد سرانه و توان پرداخت جامعه، تقاضا برای محیط زیست پاک‌تر از طریق فرآیند سیاسی افزایش پیدا می‌کند. بدین معنی که دولت‌ها در پاسخ به تقاضای جامعه، زمینه بهبود کیفیت محیط‌زیست را فراهم می‌آورند. روند توسعه در ایران مانند سایر کشورهای در حال توسعه مستلزم بهره‌گیری از محیط زیست و در عین حال تخریب آن است. در این مقاله با توجه به متفاوت بودن درجه پایایی متغیرها از آزمون هم‌گرایی بلندمدت در الگوی ARDL استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که ضریب شاخص نابرابری درآمد، مثبت و در سطح احتمال ۰/۰۵ معنی‌دار می‌باشد و بیانگر این است که علاوه بر رشد اقتصادی، نابرابری درآمد نیز بر کیفیت محیط زیست در ایران مؤثر بوده و منجر به افزایش آلودگی‌های زیست‌محیطی شده است؛ به طوری که ۱ درصد افزایش نابرابری درآمد موجب ۱/۴۶ درصد افزایش انتشار آلاینده‌های محیط زیست گردیده است؛ بنابراین می‌توان گفت کاهش نابرابری درآمد (و یا ضریب جینی) در ایران موجب بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود. دلیل این امر می‌تواند تفسیری از بحث اقتصاد سیاسی باشد؛ به طوری که با توزیع برابر قدرت و درآمد، تقاضای شهروندان برای محیط زیست پاک افزایش می‌یابد که خود، سبب اعمال قوانین زیست‌محیطی استاندارد و شدیدتری می‌گردد. در نتیجه توزیع مساوی درآمد بهبود کیفیت محیط زیست را موجب می‌شود.

مثبت بودن ضریب مصرف انرژی (۰/۵۹) و تولید ناخالص داخلی (۰/۵۱) نشان‌دهنده این مطلب است که هرچه میزان مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی افزایش یابد، منجر به افزایش تخریب محیط زیست می‌شود. بر اساس نتایج این مطالعه مصرف انرژی تأثیر قابل توجهی در تخریب محیط زیست دارد که این امر می‌تواند به دلیل استفاده ناکارا از منابع انرژی و استفاده از تکنولوژی‌های آلاینده باشد. ایران به دلیل اینکه یکی از کشورهای در حال توسعه است و در کشورهای در حال توسعه منابع طبیعی و زیر زمینی درصد زیادی از تولید ناخالص داخلی را تشکیل می‌دهند، در نتیجه رشد اقتصادی منجر به تخریب محیط زیست می‌شود. از سوی دیگر با توجه به اهمیت بالای توسعه‌یافتگی برای کشورهای در حال توسعه نظیر ایران، سیاست‌های حمایت از محیط زیست در اولویت‌های پایین قرار می‌گیرد.

در طول زمان طرح‌های مختلفی برای بهبود کیفیت محیط زیست و کاهش آلودگی هوا در ایران به خصوص در کلان شهرها اجرا شده است. وجود ساختار نهادی قوی جهت سیاست‌ها و برنامه‌های متعدد، اجرای موفق این طرح‌ها را

به دنبال خواهد داشت؛ بنابراین تلاش برای افزایش مشارکت شهروندان، سیاست‌گذاران، جامعه دانشگاهی، صاحبان صنایع و نمایندگان سازمان‌های مردم‌نهاد جهت افزایش همکاری و هم‌فکری از طریق برگزاری کارگاه‌های تخصصی و همایش (برای آموزش و مشارکت) ضروری است. این امر جهت آگاهی جمعیت و مشارکت فعال افراد، برای پذیرش سیاست‌های کنترل آلودگی لازم و ضروری است. هم چنین با توجه به این که رشد اقتصادی باعث ایجاد آلودگی می‌شود و از طرفی کاهش رشد منطقی نمی‌باشد، بنابراین سیاست‌های کاهش آلاینده‌ها باید ضمن تشویق رشد و توسعه اقتصادی، هزینه‌های اولیه و کارایی سرمایه‌گذاری را در نظر بگیرد.

References

- Abounouri, A., Teimoury, M. (2013), Investigation of the effect of financial development on economic growth: A comparative study in OECD and UMI countries, *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 11, pp. 29-40. [In Persian]
- Agheli, L., Velaei Yamchi, M., and Jangavar, H. (2010), Effects of Economic Openness on environmental degradation in Iran, *Journal of Strategy*, 19, pp. 197-216. [In Persian]
- Alam, S., Fatima, A., and Butt, M. S. (2007). Sustainable development in Pakistan in the context of energy consumption demand and environmental degradation. *Journal of Asian Economics*, 18(5), pp. 825-837.
- Aldy, J. E. (2005). An environmental kuznets curve analysis of U.S. state level carbon dioxide emission. *Environment & Development*, 14, 48-72.
- Ang, J. B. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), pp. 4772-4778.
- Barghi Askooei, M. (2008), Effects of trade liberalization on greenhouse gases emissions (carbon dioxide) in the Environmental Kuznets Curve, *Journal of Economic Researchs*, 82, pp. 1-22. [In Persian]
- Beak, J. and Gweisah, G. (2013). Does income inequality harm the environment?: Empirical evidence from the United States. *Energy Policy*, 62, 1434-1437.
- Behboodi, D., and Barghi Golazani, E. (2008), Environmental impact of energy consumption and economic growth in Iran, *Journal of Value Economic*, 5, pp. 35-53. [In Persian]
- Behboodi, D., Fallahi, F., and Barghigolazani, E. (2010), Social and economic factors to affect of carbon dioxide emissions per capita in Iran, *Journal of Economic Researchs*, 90, pp. 1-17. [In Persian]
- Bimonte, S. (2002). Information access, income distribution, and the environmentl kuznets curve. *Ecological Economics*, 41, 145-156.
- Borghesi, S. (2000). Income Inequality and the Environmental Kuznets Curve. *Nota di lavoro*, 83.
- Boyce, J. K. (1994). Inequality as a cause of environmental degradation. *Ecological Economics*, 11, 169-178.
- Cole, M. A., Rayner, A. J., and Bates, J. M. (1997), The environmental kuznets curve: an empirical analysis, *Environment and Development Economics*, 2(4), pp. 401-416.
- Esmailpour Moghadam, H. and Lotfalipour, M. R. (2014). Impact of Financial Development on the Environmental Quality in Iran, *Chinese Business Review*, Vol. 13, No. 9, 537-551.
- Esmailpour Moghadam, H. and Lotfalipour, M. R. (2014). The Environmental Issues and Forecasting Threshold of Income and Pollution Emissions in Iran Economy. *The Open Access Journal of Resistive Economics (OAJRE)*, Volume 3, Number 18.
- Ghazali, S., and Zibaei, M. (2009), Analysis of the relationship between environmental pollution and economic growth using by panel data: A case study of carbon monoxide emissions, *Journal of Economics and Agricultural Development*, 2, pp. 128-133. [In Persian]
- Grossman, G., Krueger, A.B. (1991). Environmental impact of a North American free trade agreement. National Bureau of economic research working paper. 3914. NBER, combridge, MA.
- Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), pp. 1156-1164.
- Heerink, N., Mulatu, A. & Bulte, E. (2001). Income inequality and the environment: aggregation bias

- in environmental Kuznets curves. *Ecological Economics*, 38, 359-367.
- Horri, H, Jalaei, S. and Jafari, S. (2013). Effect on financial development and energy consumption on environment on the basis of EKC, *Environment and Energy economics*, 4: 27-48. [In Persian]
- Iwata, H., Okada, K., and Samreth, S. (2010). Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO₂ in France: The role of nuclear energy. *Energy Policy*, 38(8), pp. 4057-4063.
- Jerrett, M., Eyles, J., Cole, D. & Reader, S. (1997). Environmental equity in Canada: an empirical investigation into the income distribution of pollution in Ontario. *Environment and Planning*, 29, 1777-1800.
- Lieb, C. M. (2004). The environmental kuznets curve and flow versus stock pollution: the neglect of future damages. *Environmental and Resource Economics*. 29, pp. 483-506.
- Lotfalipour, M. R., Falahi, M. and Esmailpour Moghadam, H. (2014). The Impact of Economic Growth, Trade and Financial Development on the Environmental Quality in Iran (on the Basis of Complex Index), *Researchs on economic development*, 15: 57-72. [In Persian]
- Magnani, E. (2000). The Environmental Kuznets Curve, environmental protection policy and income distribution. *Ecological Economics*, 32, 431-443.
- Marsiliani, L., Renstrom T. I. (2000). Inequality, environmental protection and growth. Center working paper. 34.
- Mohseni, M. (1993), *Fundamentals of Sociology of Science*, Tehran: Taheri Publishing.
- Mowlaei, M., Kavosi Kalashmi, M. & Rafiei, H. (2010), Examining the relationship between carbon dioxide emission and per capita income and existing environmental kuznets curve in Iran, *Journal of Peripheral Science*, 1, pp. 205-216. [In Persian]
- Naraghi, Y. (1991), *Development and Underdeveloped Countries*, Tehran: Public Joint Stock Company.
- Nasrollahi, Z., and Ghaffari Goolak, M. (2009), Economic development and environmental pollution in pyto pact countries and the countries of Southeast Asia (with emphasis on the environmental Kuznets curve), *Journal of Economic Science*, 35, pp. 105-125. [In Persian]
- Nowferesti, M. (1999), *Unit root and cointegration in econometrics*, Tehran, Institute of Rasa Cultural Services. [In Persian]
- Pajouyan, J., and Moradhasel, N. (2007), The effect of economic growth on air pollution, *Journal of Economic Researchs*, 94, pp. 141-160. [In Persian]
- Pao, H.-T., and Tsai, C. M. (2011). Multivariate Granger causality between CO₂ emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy*, 36(1), pp. 685-693.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In: Strøm, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Pourkazemi, M., and Ebrahimi, I. (2008), Evaluation of Environmental Kuznets Curve in Middle East, *Journal of Economic Researchs*, 34, pp. 57-71. [In Persian]
- Sadeghi, S, Ebrahimi, S. (2013). Effect of financial development, GDP and energy consumption on pollution of environment in Iran (ARDL approach), *Energy Economics*, 7: 43-73. [In Persian]
- Salimifar, M., and Dehnavi, J. (2009), Comparing the Environmental Kuznets Curve in OECD countries and developing countries: an analysis based on panel data, *Journal of Knowledge and Development*, 29, pp. 181-200. [In Persian]
- Selden, T. M., and Song, D. (1994). Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?. *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(2), pp. 147-162.
- Shafik, N. (1994). *Economic development and environmental quality: an econometric analysis*. Oxford economic papers, 46, pp. 757-773.
- Shahbaz, M., Hye, Q. M. A., Tiwari, A. K., & Leitão, N. C. (2013). Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO₂ emissions in Indonesia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25(0), pp. 109-121.
- Sharzaei, G., and Haghani, M. (2009), Evaluation of causal relationship between carbon emissions and

- internal revenue, with emphasis on the role of energy, *Journal of Economic Researchs*, 68, pp. 75-90. [In Persian]
- 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(3), pp. 381-392.
- Soytas, U., Sari, R., and Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(3-4), pp. 482-489.
- Tamazian, A., and Bhaskara Rao, B. (2010). Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics*, 32(1), pp. 137-145.
- Tamazian, A., Chousa, J. P., and Vadlamannati, K. C. (2009). Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: Evidence from BRIC countries. *Energy Policy*, 37(1), pp. 246-253.
- Todaro, M. (1988), *Economic Development in the Third World*, translation by Gholamali Farjaadi, Tehran: Organization of the Budget Plan.
- Tol, S. J. W., Pacala, R., and Socolow, S.R. (2006). Understanding long term energy use and carbon dioxide emissions in the USA. Humborg University.
- Torras, M. and Boyce, J. K. (1998). Income, inequality, and pollution: are assessment of the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, 25, 147-160.
- Vaseghi, E., and Esmaeili, A. (2009), Evaluation of determining factors CO₂ emissions in Iran (Application of Environmental Kuznets), *Journal of Ecology*, 52, pp. 99-110.

Online References

<http://refahj.uswr.ac.ir>

<http://www.tejaratefarda.com>

<http://epi.yale.edu>

