فصلنامه اقتصاد انرژی ایران
سال دوم، شماره ۷، تابستان ۱۳۹۲، صفحات ۷۳-۴۳

تأثیر توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی بر آلودگی محیط‌زیست در ایران (رهیافت ARDL)

سیدکمال صادقی* و سعید ابراهیمی**

تاریخ دریافت: ۲۳ فروردین ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۹ مهر ۱۳۹۲

توسعه مالی می‌تواند با تسهیل دستیابی به تکنولوژی‌های بالاتر، آلودگی محیط زیست را کاهش دهد و از طرفی با افزایش فعالیت‌های صنعتی و تولیدی به تخریب هرچه بیشتر آن بیانجامد. در این مقاله تأثیر توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن (به‌عنوان معیاری برای آلودگی محیط‌زیست) طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۰ برای ایران و با استفاده از رویکرد ARDL بررسی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبتی بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد که نشان می‌دهد توسعه مالی در ایران هنوز منجر به دستیابی به تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست نشده است. هم‌چنین در بلندمدت تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و آزادسازی تجاری تأثیر معنی‌داری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارند و با حذف متغیر مصرف انرژی از مدل، کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت متغیرها افزایش می‌یابد. علاوه براین، نتایج حاکی از تأیید منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسیدکربن، EKC، روش ARDL.

طبقه‌بندی JEL: C22، Q56، O13، Q53.

* دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز sadeghiseyedkamal@gmail.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز ebrahimi.ut@gmail.com

۱. مقدمه

دستیابی به سطوح بالاتر رشد اقتصادی یکی از اهداف مهم برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور بوده است، یکی از راهکارهای نیل به این هدف سوق دادن منابع مالی و سرمایه‌ای به سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی و نیز توسعه بازارهای مالی است. امروزه در کنار پرداختن به مسئله رشد اقتصادی، توجه به حفظ محیط زیست و کاهش آلایندگی‌های زیست محیطی یکی از دغدغه‌های سیاستگذاران می‌باشد. در مراحل اولیه رشد اقتصادی به دلیل پایین بودن آگاهی نسبت به مشکلات زیست محیطی، توجه به محیط زیست اهمیت چندانی ندارد و تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست نیز در دسترس نمی‌باشد لذا تخریب محیط زیست با افزایش درآمد افزایش می‌یابد، ولی در مراحل بالاتری از رشد ایجاد تغییرات ساختاری، افزایش آگاهی‌های زیست محیطی، اجرای قوانین زیست محیطی و تلاش برای ایجاد و دستیابی به تکنولوژی‌های برتر، به کاهش تدریجی تخریب محیط زیست منجر شده و پس از رسیدن به سطح بازگشت درآمدی،بهبود کیفیت محیط زیست آغاز می‌شود(نصرالهی و غفاری، ۱۳۸۸).

طی سال‌های اخیر مسائل مربوط به آلودگی‌های زیست محیطی و عوامل موثر بر آن مورد توجه گسترده سیاست‌گذاران و پژوهشگران قرار گرفته و مطالعات فراوانی در این زمینه صورت گرفته است. هریک از این مطالعات نقش عوامل متعددی مانند رشد اقتصادی، میزان مصرف انرژی، جمعیت و ... را بر آلودگی‌های زیست محیطی بررسی کرده‌اند. یکی از مواردی که اخیرا مورد توجه پژوهشگران بوده تأثیر توسعه مالی بر کارکرد محیط‌زیست است. توسعه مالی بدلیل اهمیتی که در بحث‌های مربوط به تولید و رشد اقتصادی داراست می‌تواند با تسهیل دستیابی به فناوری‌های جدید و اصلاح الگوهای مصرفی باعث کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی شود و از طرفی با رونق تولید منجر به افزایش آلودگی گردد، لذا با توجه به نتایج متفاوتی که توسعه مالی می‌تواند بر آلودگی محیط زیست داشته باشد، این مقاله قصد دارد رابطه بین توسعه مالی و آلودگی زیست محیطی در ایران را مورد بررسی قرار دهد. در ادامه، بخش دوم به ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق اختصاص دارد، در بخش سوم اشاره‌ای به روش‌شناسی تحقیق خواهد شد، در بخش چهارم نتایج برآورد مدل ارائه می‌شود و بخش آخر هم شامل نتیجه‌گیری مقاله و پیشنهادها می‌باشد.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

طی دو دهه اخیر رابطه میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست و نیز رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی مورد توجه پژوهشگران بوده است. در نظریات اقتصادی، ارتباط میان درآمد سرانه(به عنوان معیاری برای رشد اقتصادی) و کیفیت محیط زیست در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس (EKC) بیان می‌شود. بر مبنای این فرضیه یک رابطه به شکل Uمعکوس میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست وجود دارد، به طوری‌که آلودگی با درآمد افزایش می‌یابد، به اوج می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد. به نظر می‌رسد این کاهش به‌دلیل مثبت بودن اثر کشش درآمدی نسبت به کیفیت محیط زیست در درآمدهای بالا باشد، هنگامی که درآمدها بالاست برای ارائه سیاست‌های لازم، فشارهایی به دولت‌ها وارد می‌شود که فقط جوامع با درآمد بالا شرایط به‌کارگیری این سیاست‌ها را دارند(پژویان و تبریزیان، ۱۳۸۹). در حقیقت پیام این فرضیه روشن است و آن این که رشد اقتصادی هم علت آلودگی و هم درمان آن است. علت نامگذاری آن بدلیل شباهتی است که بین الگوی نابرابری درآمد ارائه شده توسط کوزنتس[1] و این رابطه Uمعکوس وجود دارد، فرضیه کوزنتس بیان می‌کند که رابطه‌ای به شکل Uمعکوس بین درآمد و نابرابری آن وجود دارد، بطوری‌که درجه نابرابری ابتدا افزایش و سپس با رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. در دهه ۱۹۹۰ با مشاهده شواهدی مبنی بر وجود رابطه میان شاخص‌های مختلف آلودگی زیست‌محیطی و رشد اقتصادی، منحنی کوزنتس در مطالعات مربوط به محیط‌زیست وارد و رابطه مذکور به صورت Uمعکوس به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس معروف شد. در خصوص آلودگی نیز باید گفت که براساس یک طبقه‌بندی دو نوع آلودگی وجود دارد آلودگی جریان و آلودگی انباره. آلودگی جریان قابل مهارتر است و نسبتا به سادگی اندازه‌گیری می‌شود مانند آلودگی‌های رودخانه‌ای که عمدتا توسط صنایع محلی تولید می‌شوند،گرچه آلودگی جریان مخرب است ولی به مرور زمان ناپدید می‌شود. آنچه امروزه موجب نگرانی بسیاری شده آلودگی انباره است که به مرور زمان در محیط‌زیست انباشته می‌شود و تا زمانی که به میزان بحرانی نرسد تشخیص نمی‌شود مانند آلودگی‌های حاصل از دی‌اکسیدکربن (امیرتیموری و خلیلیان، ۱۳۸۸).

رابطه علی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی و تعیین جهت علیت این دو متغیر، از زمان بروز شوک‌های نفتی در دهه ۷۰ میلادی و ایجاد نوسانات شدید در قیمت حامل‌های انرژی،

1. Kuznets

مورد توجه محققان زیادی قرار گرفت(فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹). مطالعات انجام شده در زمینه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی حاکی از وجود ارتباط تنگاتنگی میان آن‌ها ست، به‌طوری‌که توسعه اقتصادی بالاتر نیازمند سطوح بالاتری از مصرف انرژی است، از طرف دیگر مصرف کارای انرژی نیازمند سطح بالاتری از رشد و توسعه اقتصادی است (هالیچی اوغلو[1]، ۲۰۰۹). اقتصاددانان اکولوژیک همانند نایر و آیرس[2] بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهمترین عامل رشد است بطوری‌که از نظر آن‌ها نیروی کار و سرمایه عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند، در مقابل اغلب اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت و دنیسون[3] معتقدند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، بطور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است. اغلب اقتصاددانان نئوکلاسیک بر یک اصل معتقدند و آن این است که انرژی نقش کوچکی در تولید اقتصادی داشته و یک نهاده واسطه‌ای است و عوامل اساسی تولید تنها نیروی کار، سرمایه و زمین است.(استرن[4] ۲۰۰۴) اما مصرف بی‌رویه انرژی به‌ویژه سوخت‌های فسیلی برای تحقق اهداف رشد اقتصادی و علاوه بر آن پایین بودن کارایی در سیستم‌های مصرف انرژی باعث افزایش آلودگی‌های محیط‌زیست می‌شود. انرژی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید و هم‌چنین به عنوان یکی از ضروری‌ترین محصولات نهایی، جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی کشورها داراست. از سوی دیگر رشد روزافزون جمعیت، وابستگی به انرژی و به تبع آن رشد مصرف انرژی به‌ویژه انرژی‌های فسیلی و نیز گستردگی منابع انرژی،موجب افزایش مشکلات زیست محیطی شده است. الگوی توسعه در بخش انرژی هنگامی پذیرفتنی است که کمترین تخریب زیست محیطی را داشته باشد، نیز به دلیل اهمیت رابطه انرژی و محصول و با توجه به این‌که انرژی اثر مستقیم بر آلودگی دارد، ضرورت وارد کردن مصرف انرژی در رابطه محصول–آلودگی مطرح می‌گردد(لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰).در سال‌های اخیر دو رابطه، رشد–آلودگی و رشد–مصرف انرژی در قالب چارچوب واحدی برای بررسی روابط پویا میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی زیست محیطی مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

1. Halicioglu
2. Nair and Ayres
3. Berndt and Denison
4. Stern

نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی و تأثیر آن بر محیط زیست از جنبه‌های مختلفی قابل بحث است. فرانکل و رومر[1] (۱۹۹۹) اشاره می‌کنند که توسعه مالی در یک کشور می‌تواند موجب جذب هرچه بیشتر سرمایه مستقیم خارجیFDI و دستیابی به سطوح بالاتری از تکنولوژی گردد که این امر به نوبه خود منجر به رشد اقتصادی و بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود. هم‌چنین طبق استدلال فرانکل و روز[2](۲۰۰۲) دستیابی به فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست در کشورهای در حال توسعه، از نتایج سیاست توسعه مالی در این کشورها می‌باشد. تکنولوژی از دو طریق بر آلودگی محیط زیست تأثیر می‌گذارد، اول این‌که با بهبود تکنولوژی و استفاده از فناوری‌های جدید، توابع تولید احتیاج کمتری به کالای زیست محیطی خواهند داشت و یا این‌که به عنوان کالای مکمل تولید، میزان کمتری آلودگی تولید خواهد شد که به معنی تولید کالا همراه با تخریب کمتر محیط زیست است. دوم آنکه بهبود تکنولوژی می‌تواند در صنایع نیز رخ دهد به طوریکه این صنایع به نحو کاراتری عمل کرده و با هزینه کمتری نسبت به دفع آلودگی اقدام کنند که نتیجه هر دو اثر بهبود تکنولوژی، کاهش نشر آلودگی است.(پژویان و لشکری‌زاده، ۱۳۸۹). از سویی تامازیان و رآو[3](۲۰۱۰) به این نتیجه می‌رسند که توسعه مالی با افزایش جریان سرمایه مستقیم خارجی، فعالیت‌های تحقیق و توسعه و هم‌چنین ایجاد منابع مالی با هزینه پایین برای اجرای پروژه‌های زیست محیطی در بنگاه‌های اقتصادی، می‌تواند باعث کاهش آلودگی محیط زیست گردد. اما از طرف دیگر جنسن[4](۱۹۹۶) افزایش فعالیت‌های صنعتی ناشی از توسعه مالی را عاملی برای افزایش آلودگی صنعتی و تخریب محیط زیست می‌داند، هم‌چنین دالی[5] (۱۹۷۷) بیان می‌کند که رشد اقتصادی بالاتر سبب تولید و مصرف بیشتر برای ارضای نیازهای انسان می‌گردد که این خود منجر به آلودگی و تخریب بیشتر محیط زیست می‌شود.

یک سیستم مالی مناسب، کارایی و اثر بخشی نهادهای مالی را افزایش داده و خلاقیت و نوآوری در ارائه خدمات مالی برای بخش‌های مختلف اقتصادی را به ارمغان می‌آورد. همچنین باعث بهبود تکنولوژی شده و با کاهش هزینه‌های مبادله و هزینه‌های تولید، موجب افزایش سودآوری سرمایه‌گذاری‌ها می‌شود. توسعه مالی با افزایش شفافیت مبادلات، تسهیل جریان سرمایه

1. Frankel and Romer
2. Frankel and Rose
3. Tamazian and Rao
4. Jensen
5. Daly

خارجی[1]FDI، تسهیل دسترسی به منابع مالی برای سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان و نیز با بهبود مکانیسم‌های نقل و انتقال پول و سرمایه، با تشویق پس‌انداز و سرمایه‌گذاری منجر به رشد اقتصادی می‌گردد (شهباز و لین[2]، ۲۰۱۲). توسعه مالی از طریق اثر سطح[3] و اثر کارایی[4] با افزایش سرمایه‌گذاری منجر به رشد اقتصادی می‌گردد، اثر سطح بیان می‌کند که سیستم بهینه مالی، منابع را از بخش غیرکارا به سمت پروژه‌های کارا سوق می‌دهد، اثر کارایی بیان می‌کند توسعه مالی روش مناسبی برای افزایش نقدینگی و تنوع دارایی جهت تخصیص منابع مالی برای پروژه‌های سودآور می‌باشد. افزایش سرمایه‌گذاری با افزایش تولیدات داخلی منجر به رشد اقتصادی می‌گردد و افزایش در رشد اقتصادی باعث افزایش تقاضای انرژی می‌گردد. لذا توسعه مالی بطور غیر مستقیم از طریق افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد، همچنین توسعه مالی می‌تواند با فراهم کردن منابع مالی با هزینه و ریسک پایین، مصرف کنندگان را به خرید محصولات انرژی‌بر مانند اتومبیل، لوازم‌خانگی(یخچال، سیتم تهویه، ماشین ظرف‌شویی و ...) متمایل کند و از این طریق نیز مستقیما بر مصرف انرژی مؤثر باشد(سادورسکی[5]، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱). افزایش مصرف انرژی بخصوص انرژی‌های فسیلی نیز منجر به افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن شده ولذا آلودگی هرچه بیشتر محیط‌زیست را سبب می‌گردد، از سویی توسعه مالی می‌تواند با فراهم آوردن منابع مالی با هزینه پایین، تولیدکنندگان را به اجرای پروژه‌های زیست محیطی (مانند بهبود فرآیند تولید) تشویق کند و با بهبود فرآیند تولید و سرمایه‌گذاری برای دستیابی به فناوری‌های جدیدتر مصرف انرژی را کاهش دهد(سادورسکی، ۲۰۱۰). بنابراین توسعه مالی از این طریق می‌تواند مستقیما با کاهش مصرف انرژی موجب کاهش انتشار آلاینده‌ها و آلودگی زیست محیطی گردد.

۲-۲. پیشینه تحقیق

رابطه میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست در سال ۱۹۹۵توسط گراسمن و کروگر[6] مطرح و پس ازآن مطالعات بسیاری برای آزمون صحت این فرضیه در کشورهای مختلف انجام شدکه از

1. Foreign Direct Investment
2. Shahbaz and Lean
3. Level Effect
4. Efficiency Effect
5. Sadorsky
6. Grossman and Krueger

آن جمله می‌توان به کارهای انجام شده توسط ماناجی و جنا[1] (۲۰۰۸)، کوندوو و دینـدا[2] (۲۰۰۸)، دینـدا و کونـدوو (۲۰۰۶)، اسـترن (۲۰۰۴)، مـولایی و همکـاران (۱۳۸۹) و پژویـان و مرادحاصـل (۱۳۸۶) که فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای نمونه مطالعه مورد تأیید قـرار داده‌انـد و نیز مطالعاتی مانند کاگس و همکاران[3] (۲۰۱۲)، سورومی و ماناجی[4] (۲۰۱۰)، هریس و همکـاران[5] (۲۰۰۹)، آماده و همکاران (۱۳۸۸) و صالح و همکاران (۱۳۸۸) کـه نتـایج آن‌هـا فرضـیه EKC را تأیید نمی‌کند، اشاره کرد. نتایج متفاوت به‌دست آمده از مطالعات تجربی مختلف می‌تواند ناشی از تفاوت در نمونه مورد بررسی، نوع متغیرهای بکار رفتـه و نیـز روش‌هـای اقتصادسـنجی باشـد کـه مدنظر محققان بوده است.

از مطالعات انجام شده در حـوزه ارتبـاط میـان مصـرف انـرژی و رشـد اقتصـادی مـی‌تـوان بـه مطالعـات فوینهـاس و مـارکز[6] (۲۰۱۱)، بلکـه و همکـاران[7] (۲۰۱۱)، آپـرجیس و پاینـه[8] (۲۰۱۰)، آکینلو[9] (۲۰۰۹) و نجارزاده و محسن (۱۳۸۳) اشاره کرد که نتایج آن‌ها ضمن تأکید بر رابطه مثبت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی، رابطه علی دو طرفه‌ای میان متغیرها را نشان می‌دهد، از سویی دیگر مطالعاتی نظیر لی و چانگ[10] (۲۰۰۸)، لی (۲۰۰۵)، آماده و همکاران (۱۳۸۸) و حسنی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶) رابطه علی یک‌طرفه‌ای از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلـی را نتیجه می‌گیرند، بنابراین هر سیاستی که منجر به کاهش مصرف انرژی شود، تأثیر منفی بر تولیـد و درآمد کشور خواهد داشت. از طرفی مطالعـات دیگـری ماننـد چیـو وی و همکـاران[11] (۲۰۰۸)، مهرآرا (۲۰۰۷ و ۲۰۰۶) و الایریانی[12] (۲۰۰۶) رابطه علی را از تولیـد ناخـالص داخلـی بـه مصـرف انرژی می‌دانند، لذا اجرای سیاست‌های زیست محیطی، صرفه‌جویی و کنترل انرژی، تأثیر منفی بـر رشد اقتصادی نداشته و توجیه‌پذیر خواهند بود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Managi and Jena
2. Coondoo and Dinda
3. Cox, *et al*
4. Tsurumi and Managi
5. Caviglia-Harris, *et al*
6. Fuinhas and Marques
7. Belke, *et al*
8. Apergis and Payne
9. Akinlo
10. Lee and Chang
11. Chiou-Wei, *et al*
12. Al-Iriani

در مورد ارتباط میان مصرف انرژی و آلودگی‌های زیست‌محیطی نیز هامیت هاگار[1] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که مصرف انرژی در بخش صنعت کانادا اثر مثبت و معنی‌داری روی انتشار گازهای گلخانه‌ای دارد، هم‌چنین وی فرضیه منحنی کوزنتس را مورد تائید قرار می‌دهد. منیا و رافائل[2] (۲۰۱۰) برای مورد آفریقای جنوبی، علیت یک‌طرفه‌ای از آلودگی به رشد اقتصادی، از مصرف انرژی به رشد اقتصادی و نیز از مصرف انرژی به آلودگی نتیجه می‌گیرند. نتیجه مطالعه زانگ و چنگ[3] (۲۰۰۹) علیت یک‌طرفه‌ای را از رشد اقتصادی به مصرف انرژی و هم‌چنین از مصرف انرژی به انتشار دی‌اکسیدکربن نشان می‌دهد. انگ[4] (۲۰۰۸) بیان می‌کند که در مالزی، آلودگی و مصرف انرژی در بلند مدت به‌طور مثبت با محصول مرتبط هستند و نیز علیت از رشد اقتصادی به رشد مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد. سویتاش و همکاران[5] (۲۰۰۷) نشان می‌دهند که در بلندمدت، درآمد علیت گرنجری انتشار دی‌اکسیدکربن نیست، اما مصرف انرژی دارای رابطه علیت گرنجری بلندمدت با انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشد. عالم و همکاران[6] (۲۰۰۷) افزایش در تولید ناخالص داخلی و شدت استفاده از انرژی را عامل افزایش آلودگی محیط زیست می‌دانند. ریچموند و کافمن[7] (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که رابطه علیت میان درآمد، مصرف انرژی و انتشار آلودگی وجود دارد. لیو[8] (۲۰۰۵) با اضافه کردن مصرف انرژی به مدل، به رابطه منفی میان آلودگی و درآمد دست می‌یابد. لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰) علیت از رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های فسیلی و آزادی‌های تجاری به انتشار دی‌اکسیدکربن را نتیجه می‌گیرند، اما عکس این رابطه را مورد تأیید قرار نمی‌دهند. نتایج مطالعه محمد باقری (۱۳۸۹) نشان می‌دهد که کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به تولید ناخالص داخلی کمتر از یک و نسبت به مصرف انرژی نزدیک به یک است. وی هم‌چنین فرضیه EKC را برای ایران تأیید نمی‌کند. مطالعه بهبودی و همکاران (۱۳۸۹) نشان‌دهنده وجود رابطه‌ای مثبت بین متغیرهای مصرف انرژی، رشد اقتصادی و متغیر انتشار سرانه‌ی دی‌اکسیدکربن در ایران است.نتایجمطالعه فطرس و نسرین‌دوست (۱۳۸۸) بیان‌گر وجود سه رابطه علی یک‌طرفه: از نشر دی‌اکسیدکربن به درآمد سرانه، از نشر

1. Hamit Haggar
2. Menyah and Wolde-Rufuel
3. Zhang and Cheng
4. Ang
5. Soytas, *et al*
6. Alam, *et al*
7. Richmond and Kaufmann
8. Liu

دی‌اکسیدکربن به سرانه مصرف انرژی و از سرانه مصرف انرژی به آلودگی آب است. بنابراین فرضیه کوزنتس برای نشر دی‌اکسیدکربن، درآمدسرانه، آلودگی آب و سرانه مصرف انرژی رد می‌شود و برای رابطه نشر دی‌اکسیدکربن و سرانه مصرف انرژی رد نمی‌شود. شرزه‌ای و حقانی (۱۳۸۸) در مطالعه خود رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی، درآمد ملی و انتشار دی‌اکسیدکربن را با افزودن متغیر نیروی کار و سرمایه مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از وجود رابطه علی یک طرفه‌ای از درآمد ملی به مصرف انرژی و نیز از مصرف انرژی به انتشار دی‌اکسیدکربن است، اما علیت میان درآمد ملی و انتشار دی‌اکسیدکربن مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

در ادامه به برخی از مطالعاتی که توسعه مالی را به عنوان یکی از متغیرهای توضیح‌دهنده آلودگی محیط زیست در نظر گرفته‌اند اشاره کوتاهی می‌گردد.

جلیل و فریدان[1] (۲۰۱۱) تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی بر آلودگی محیط زیست را با استفاده از روش ARDL در چین طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۵۳ بررسی کرده‌اند. نتاج حاکی از منفی بودن ضریب توسعه مالی است، به‌عبارتی توسعه مالی در چین نه‌تنها نقشی در افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن ندارد بلکه باعث کاهش آلودگی می‌گردد. هم‌چنین در بلند مدت انتشار دی‌اکسیدکربن عمدتا توسط درآمدملی، مصرف انرژی و آزادسازی تجاری توضیح داده می‌شود. نتایج مطالعه، فرضیه EKC برای چین را مورد تأیید قرار می‌دهد. تامازیان و رآو (۲۰۱۰) در مطالعه خود برای ۲۴ اقتصاد در حال گذار، نقش مهم توسعه مالی در بهبود کارایی محیط زیست را مورد تأیید قرار می‌دهند، از طرفی بیان می‌کنند که اگر آزاد سازی مالی در چارچوب نهادی مستحکمی انجام نگیرد می‌تواند برای محیط زیست مخرب باشد. هم‌چنین طبق نتایج مطالعه، فرضیه EKC برای کشورهای مورد نظر برقرار است. در مطالعه دیگری تامازیان و همکاران[2] (۲۰۰۹) با در نظر گرفتن داده‌های بین کشوری طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۲ به بررسی تأثیر توسعه مالی و سایر متغیرهای مرتبط، بر کیفیت محیط زیست پرداخته‌اند. آن‌ها از معیارهایی نظیر رشد تولید سرانه، سهم تولیدات صنعتی از GDP و سهم هزینه‌های تحقیق و توسعه از GDP به عنوان شاخص توسعه اقتصادی، از ارزش افزوده بازار سهام و میزان سپرده‌های بانکی به GDP به عنوان شاخص توسعه مالی، از مصرف نفت و واردات انرژی به عنوان شاخص مصرف انرژی استفاده کرده‌اند. نتایج

1. Jalil and Feridun
2. Tamazian, *et al*

نشان می‌دهد که دست یافتن به سطوح بالاتری از توسعه مالی و اقتصادی، تخریب محیط زیست را کاهش می‌دهد، هم‌چنین آزاد سازی مالی و تجاری از عوامل مهم کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن هستند.مطالعات دیگری نظیر وانگ و یانهونگ[1] (۲۰۰۷)، داسگوپتا و همکاران[2] (۲۰۰۴ و ۲۰۰۱) نیز شواهد محکمی دال بر تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهبود کیفیت محیط زیست ارائه می‌دهند.

علی‌رغم اهمیت رابطه میان انتشار دی‌اکسیدکربن، توسعه مالی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی، مطالعه قابل توجهی برای ایران در این زمینه انجام نشده است، هرچند مطالعاتی در زمینه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن انجام شده اما در آن‌ها از توسعه مالی به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست غفلت شده است. در پژوهش حاضر متغیرهایی برای لحاظ اثرات مصرف انرژی و توسعه مالی به رابطه رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست، اضافه می‌گردد تا با شناسایی نحوه اثرگذاری آن‌ها بتوان نتایج و سیاست‌هایی را برای کشورهای در حال توسعه مانند ایران که در مراحل اولیه رشد قرار دارند و به تدریج با معضلات زیست محیطی مواجه می‌شوند، ارائه داد.

۳. روش‌شناسی تحقیق

۳-۱. تصریح مدل

بر اساس ادبیات موضوع به منظور بررسی تأثیر توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی بر آلودگی محیط زیست در ایران، مدل زیر تصریح می‌گردد[3] (مدل اول) :

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 e_t + \beta_2 y_t + \beta_3 y_t^2 + \beta_4 fd_t + \beta_5 tr_t + \beta_6 DU + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن c_t انتشار دی‌اکسیدکربن، y_t تولید ناخالص داخلی حقیقی و y_t مجذور تولید ناخالص داخلی می‌باشد، لازم به توضیح است که در مطالعات مربوط به این زمینه برای آزمون فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس EKC ، معمولا انتشار آلاینده‌ها توسط یک تابع درجه دوم با سطح درآمد مرتبط می‌شود(البته برخی مطالعات متغیرهای دیگری نظیر چگالی جمعیت را نیز بکار برده‌اند ولی معمولا سطح درآمد بر سایر متغیرها غلبه دارد (پژویان و تبریزیان، ۱۳۸۹). نوع رابطه درآمد و آلودگی به برخی ویژگی‌های ساختاری اقتصاد مورد بررسی نیز بستگی دارد، برای

1. Wang and Yanhong
2. Dasgupta, *et al*

۳. مدل برگفته از مطالعه جلیل و فریدان (۲۰۱۱) است.

سیاستگذاران زیست محیطی بسیار لازم است تا نقش عوامل محرک در هدایت سطوح انتشار دی‌اکسیدکربن را شناسایی کنند. عوامل بسیاری انتشار دی‌اکسیدکربن را تحت تأثیر قرار می‌دهند که از میان آن‌ها می‌شود رشد اقتصادی، میزان مصرف انرژی، تغییرات فنی، چارچوب‌های نهادی، سبک زندگی مردم، میزان تجارت بین المللی و ... را نام برد (فطرس و براتی ۱۳۹۰). از جمله این عوامل مهم می‌توان به میزان مصرف انرژی و آزادی تجاری اشاره کرد. چگونگی تولید و استفاده از حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف منجر به آلودگی در مقیاس محلی، منطقه‌ای و بین‌المللی می‌شود، همچنین تجارت از طریق مزیت نسبی دو کشور، سیاست زیست‌محیطی و آثار رفاهی بر مصرف‌کننده، بر محیط‌زیست اثر می‌گذارد (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰). لذا این دو متغیر نیز وارد مدل می‌شوند بطوری‌که e_t مصرف انرژی و tr_t شاخص درجه باز بودن اقتصاد را نشان می‌دهد. گراسمن و کروگر (۱۹۹۱) در مطالعه‌ای، آثار آزادسازی تجاری روی وضعیت محیط‌زیست را به سه اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر فناوری تفکیک کردند. در این مطالعه، اثر مقیاس، بیان‌گر تغییر در اندازه فعالیت‌های اقتصادی، اثر ترکیب، بیان‌گر تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و اثر فناوری بیان‌گر تغییر در فناوری تولید، به خصوص تغییر به سمت فناوری پاک است. بنابراین، به دنبال آزادسازی تجاری، اثر مقیاس، به افزایش تخریب محیط زیست و اثر فناوری، به کاهش تخریب محیط زیست تمایل دارند. تأثیر اثر ترکیب نیز به نوع مزیت نسبی بستگی دارد، به طوری که با توجه به مزیت نسبی در یک کشور، اگرکشوری در کالاهای آلاینده مزیت داشته و در تولید آن کالاها تخصص پیدا کند، در آن صورت اثر ترکیب به‌واسطه تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده، آثار منفی روی محیط زیست بر جای می‌گذارد و اگر به‌واسطه وجود مزیت نسبی کشوری در کالاهای پاک، تر کیب کالاهای تولیدی آن کشور به سمت کالاهای پاک تغییر کند، در آن‌صورت اثر ترکیب آثار مثبتی روی محیط زیست بر جای خواهد گذاشت. به طور کلی به‌دنبال آزادسازی تجاری، اگر اثر فناوری بر اثر مقیاس و اثر ترکیب (در حالت کشوری با مزیت نسبی در صنایع آلاینده) غالب شود و یا اگر اثر فناوری همراه با اثر ترکیب (در حالت کشوری با مزیت نسبی در صنایع پا ک) بر اثر مقیاس غالب شود، در آن صورت آزاد سازی تجاری منجر به‌نتایج زیست محیطی مثبت می‌شود(برقی اسکویی، ۱۳۸۷). بر اساس ادبیات موضوعی که در بخش قبلی به آن اشاره شد شاخص توسعه مالی fd_t نیز به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر آلودگی زیست‌محیطی وارد مدل می‌شود. دلیل

غالب وارد کردن متغیر توسعه مالی به رابطه مورد نظر این است که توسعه مالی سبب جذب سرمایه مستقیم خارجی و سطوح بالاتری از فناوری می‌گردد که این امر منجر به رشد اقتصادی بالاتر و بهبود کارکرد فعالیت‌های زیست محیطی می‌گردد(فرانکل و رومر ،۱۹۹۹). دلیل دیگر این است که توسعه مالی سبب دست یافتن کشورهای در حال توسعه به تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست می‌گردد (فرانکل و روز، ۲۰۰۲; بردسال و ویلر[1]، ۱۹۹۳). از طرف دیگر توسعه مالی می‌تواند با افزایش فعالیت‌های صنعتی باعث گسترش آلودگی‌های صنعتی و تخریب محیط زیست گردد (جنسن، ۱۹۹۶). به‌عبارتی هرچند توسعه مالی می‌تواند منجر به رشد اقتصادی گردد ولی عدم نظارت کافی در چگونگی تخصیص اعتبارات می‌تواند اثرات مخربی بر محیط‌زیست داشته باشد، لذا می‌توان در تخصیص اعتبارات شروطی همانند ملزم بودن تولیدکنندگان به اخذ استانداردهای زیست‌محیطی را تعریف کرد. دلیل دیگر وارد کردن متغیر توسعه مالی به رابطه میان رشد و آلودگی، ایرادی است که استرن (۲۰۰۴) به جهت حذف متغیرهای مهم، به رابطه EKC وارد می‌کند. همچنین DU به‌عنوان متغیر مجازی (برای لحاظ شوک سال‌های جنگ که مقدار آن برای سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۷ یک و برای بقیه سال‌ها صفر منظور می‌شود) و ε_t جمله اخلال، تعریف می‌شوند و ضمنا همه متغیرها به‌صورت لگاریتمی به‌کار رفته‌اند.

تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) بیان می‌کنند که حضور متغیر مربوط به مصرف انرژی در مدل رگرسیون، می‌تواند بخش زیادی از تغییرات دی‌اکسیدکربن را توضیح دهد، لذا جهت بررسی دقیق‌تر تأثیر سایر متغیرها بخصوص توسعه مالی، مدل بدون در نظر گرفتن متغیر مصرف انرژی نیز برآورد می‌شود (مدل دوم) :

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_t^2 + \beta_3 fd_t + \beta_4 tr_t + \beta_5 DU + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن تعریف متغیرها بصورت قبل است.

۲-۳. روش برآورد مدل

در این مقاله از رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، معرفی شده توسط پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) برای بررسی هم‌جمعی و نیز تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها

1. Birdsall and Wheeler
2. Pesaran, *et al*

استفاده شده است. این روش مزیت‌های زیادی نسبت به سایر تکنیک‌های مرسوم دارد و لذا به‌طورگسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد .مهم‌ترین مزیت رویکرد ARDL این است که این روش صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل I(۰) یا I(۱) هستند، قابل کاربرد است[۱]، دلیل دیگر این‌که این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتا بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد، هم‌چنین در این روش علاوه بر محاسبه روابط بلندمدت میان متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد ضمن آن‌که سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت پس از شوک‌های کوتاه‌مدت، با افزودن مدل ECM قابل محاسبه است، افزون بر این مشکل درون‌زایی به‌دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد ARDL بروز نمی‌کند. (پسران و شین، ۱۹۹۹) مدل ARDL برای معادله (۱) به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\begin{aligned}\Delta c_t = {} & \beta_0 + \sum_{i=1}^{p}\delta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=1}^{p}\phi_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=1}^{p}\omega_i \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{p}\eta_i \Delta y_{t-i}^{2} + \sum_{i=1}^{p}\mu_i \Delta fd_{t-i} + \sum_{i=1}^{p}\theta_i \Delta tr_{t-i} \\ & + \lambda_1 c_{t-1} + \lambda_2 e_{t-1} + \lambda_3 y_{t-1} + \lambda_4 y_{t-1}^{2} \\ & + \lambda_5 fd_{t-1} + \lambda_6 tr_{t-1} + \psi DU + U_t\end{aligned} \qquad (۳)$$

مدل ARDL برای انتخاب وقفه بهینه هریک از متغیرها، $(p+1)^k$ رگرسیون را برآورد می‌کند (p حداکثر تعداد وقفه‌ها و k تعداد متغیرهای موجود در مدل است) و وقفه بهینه متغیرها بر اساس معیار شوارز- بیزین (SBC) یا معیار آکائیکی (AIC) انتخاب می‌شود.

قدم اول در برآورد مدل ARDL، بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجود در مدل، با به‌کارگیری آزمون F است، در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهاست که به‌صورت زیر تعریف می‌شوند :

$$\begin{cases} H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = 0 \\ H_1 : \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0, \lambda_5 \neq 0, \lambda_6 \neq 0 \end{cases} \qquad (۴)$$

۱. باید توجه داشت که این تکنیک را در صورت وجود سری‌های زمانی I(۲) در مدل، نمی‌توان به‌کار برد.

آماره F به‌دست آمده با دو مقدار بحرانی مقایسه می‌شود، مقدار پایین‌تر با فرض I(۰) بودن تمامی متغیرها و مقدار بالاتر با فرض I(۱) تمام متغیرهاست. اگر آماره F محاسباتی از حد بالای مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر آماره آزمون کمتر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و اگر آماره بین حد بالا و حد پایین مقادیر بحرانی باشد، نتیجه غیرقطعی خواهد بود.

در مرحله دوم، چنانچه وجود هم‌جمعی تأیید شود (رد فرضیه صفر) مدل $ARDL(p,q_1,q_2,...,q_5)$ بلندمدت به‌صورت زیر برآورد می‌شود :

$$c_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1 c_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_1} \lambda_2 e_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_2} \lambda_3 y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_3} \lambda_4 y_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q_4} \lambda_5 fd_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_5} \lambda_6 tr_{t-i} + \psi DU + U_t \quad (۵)$$

که در آن رتبه‌های مدل با استفاده از ضابطه شوارز- بیزین(SBC) انتخاب می‌گردد. آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. برای این منظور مدل تصحیح خطا ECM به‌صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\Delta c_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \omega_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \eta_i \Delta y_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \mu_i \Delta fd_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta tr_{t-i} + \alpha ECM_{t-1} + U_t \quad (۶)$$

که در آن μ_i، ω_i، η_{i_i}، ϕ_i، δ_i و θ_i ضرایب پویای کوتاه‌مدت همگرایی مدل به بلندمدت و α سرعت تعدیل است. معادلات مربوط به مدل بدون متغیر مصرف انرژی (مدل ۲) نیز به شیوه مشابهی قابل استخراج است. برای اطمینان از ثبات ضرایب مدل برآورد شده در طول زمان، از آزمون‌های مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM[1]) و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها

1. Cumulative Sum

(CUSUMSQ[1]) استفاده می‌شود. اگر نمودارهای رسم شده مابین مرزهای بحرانی قرار بگیرد، در سطح ۹۵٪ فرض صفر مبنی بر ثبات پارمترها و عدم شکست ساختاری را نمی‌توان رد کرد.

۳-۳. داده‌ها

داده‌های این پژوهش سالانه است و دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ را شامل می‌شود[2]. با توجه به نقش ویژه دی‌اکسیدکربن درآلودگی هوا و نیز افزایش پدیده گرمایش جهانی (IPCC، ۲۰۰۷)، انتشار دی‌اکسیدکربن به عنوان معیار آلودگی محیط زیست درنظر گرفته می‌شود. گاز دی‌اکسیدکربن یکی از مهمترین گازهای گلخانه‌ای است که منجر به تغییرات آب و هوا و گرمایش کره زمین شده است و به همین جهت به عنوان آلودگی فرامرزی معروف است، از طرفی جریان صنعتی شدن منجر به بهره‌برداری فشرده از سوخت‌های فسیلی جهت تولید و حمل و نقل و در نهایت موجب آزاد شدن حجم قابل توجهی از گاز دی‌اکسیدکربن به جو زمین شده است(بوتکین و کلر ،۱۳۷۹). در بسیاری از مطالعات تجربی در این زمینه مانند محاسبه پس‌انداز تعدیل شده توسط بانک جهانی(برای محاسبه استهلاک منابع طبیعی) و همچنین محاسبه تولید ناخالص ملی سبز از گاز دی‌اکسیدکربن به‌تنهایی به عنوان شاخص آلودگی زیست محیطی استفاده شده است(عاقلی کهنه شهری، ۱۳۸۲). داده‌های انتشاردی‌اکسیدکربن برحسب میلیون تن، مصرف انرژی برحسب میلیون تن معادل بشکه نفت خام و تولید ناخالص داخلی بر حسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶وارد مدل می‌شوند. شاخص درجه باز بودن اقتصاد به‌صورت مجموع صادرات و واردات به GDP محاسبه می‌گردد، این متغیر که در مطالعات دیگری نظیر هالیچی اوغلو (۲۰۰۹)، انگ (۲۰۰۹) و نصرالهی و غفاری (۱۳۸۸) نیز به‌کار گرفته شده جهت اجتناب از مشکلات مربوط به حذف متغیر مهم از مدل، به رگرسیون اضافه می‌گرد، باید اشاره کرد که آزاد سازی تجاری بدلیل تاثیرات سودمندی که بر روی بهره‌وری، پذیرش و استفاده از تکنولوژی بهتر و پیشرفت سرمایه‌گذاری به عنوان محرک رشد اقتصادی مطرح شده است، ولی انتقادی که همیشه به آزادسازی وارد است مربوط به مشکلات زیست محیطی می‌باشد، پویایی‌های اخیر تجارت، بازارهای جهانی را به سمت سرمایه‌گذاری و تولید رقابتی سوق داده است، که این فرآیند به‌طور معناداری اثرات مخرب فعالیت‌های اقتصادی را در سراسر جهان افزایش داده است(میت و

1. Cumulative Sum of Square

۲. دوره زمانی بر اساس در دسترس بودن داده برای همه متغیرها، انتخاب شده است.

همکاران[1]، ۲۰۰۶) از همین روی شناسایی اثر آزادسازی بر آلودگی محیط‌زیست در ایران می‌تواند به اتخاذ سیاست‌های کاراتر منجر گردد.

توسعه مالی می تواند در دو بخش بانکی و غیر بانکی رخ دهد. تجربه کشورها حاکی از آن است که در کشورهای پیشرفته ابداعات و نوآوری‌های مالی عمدتا در خارج از سیستم بانکی رخ می دهد و پایه توسعه مالی بر اساس پیشرفت‌های مالی در بخش غیر بانکی است، اما در کشورهای در حال توسعه، توسعه مالی عمدتا بر اساس اصلاح عملکرد بانک‌ها بوده و دربخش غیر بانکی رخ نمی‌دهد. بنابراین در انتخاب شاخص نشان‌دهنده توسعه مالی می‌بایست به این نکته توجه شود و شاخصی مورد استفاده قرار گیرد که بتواند تحولات و اصلاحات بانکی را نشان دهد، از آن‌جا که در کشور ما تمرکز عمده سیاستگذاران در ارتباط با پیشرفت و گسترش بازارهای مالی معطوف به بخش بانکی کشور است و هنوز ابداعات و نوآوری‌ها جهت توسعه مالی در بخش غیر بانکی چشمگیر نیست، لذا چگونگی اعطای اعتبارات سیستم بانکی می‌تواند معیار مناسبی برای نشان دادن درجه توسعه مالی در ایران باشد(نظیفی۱۳۸۳). از آنجا که اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی هم به لحاظ کیفی و هم کمی برای سرمایه‌گذاری مهم است(دمیتریادس و حسین[2]،۱۹۹۶) لذا برای اندازه گیری توسعه مالی از نسبت اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی توسط بانک‌ها و موسسات اعتباری به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. داده‌های مربوط به انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی از آمارهای منتشر شده BP[3] (یکی از موسسات معتبر در ارائه آمارهای انرژی در جهان)، داده‌های تولید ناخالص داخلی و اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی از سری‌های زمانی بانک مرکزی و داده‌های مربوط به آزادی تجاری از شاخص‌های توسعه بانک جهانی[4] جمع‌آوری شده‌اند.

جهت برآورد مدل از نرم‌افزارهای Eviews6 و Microfit4 استفاده می‌شود. پس از انجام آزمون ریشه واحد، وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F بررسی شده و ضرایب بلندمدت محاسبه می‌شود. در مرحله بعد به‌منظور بررسی رابطه کوتاه‌مدت، مدل تصحیح خطا برآورد شده و سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت به‌دست می‌آید. در پایان نیزجهت حصول اطمینان از ثبات ضرایب در طول زمان، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ انجام می‌شود.

1. Mete, *et al*
2. Demetriades and Hussein
3. British Petroleum
4. World Development Indicators

٤. برآورد مدل

٤-١. آزمون ریشه واحد

همان‌طور که قبلا بیان گردید روش ARDL صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل I(۰) یا I(۱) هستند، قابل کاربرد است. درصورت وجود متغیرهای I(۲)، آماره F محاسبه شده معتبر نخواهد بود (اوتارا[1]، ۲۰۰۴). لذا انجام آزمون ریشه واحد برای تعیین این‌که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو یا بیشتر نیستند، ضروری است.

روش‌های مختلفی برای انجام آزمون ریشه واحد و بررسی پایایی متغیرها وجود دارد، اما با توجه به اینکه اقتصاد ایران تحت تأثیر تحولاتی نظیر انقلاب و جنگ بوده و در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بهتر است برای بررسی دقیق‌تر از آزمون‌های مختص بررسی شکست ساختاری در سری‌های زمانی مانند آزمون زیوت -اندریوز[2] برای انجام آزمون ریشه واحد نیز استفاده شود. زیوت و اندریوز درسال ۱۹۹۲ با بسط روش پرون آزمونی برای تعیین درونزای سال شکست ساختاری ارائه کردند. لازم به ذکر است که تعیین درونزای یک شکست ساختاری بالقوه لزوما به معنی وجود یک شکست ساختاری واقعی نمی‌باشد و این مساله در حقیقت بیان کننده این است که اگر واقعا شکستی رخ داده باشد بیشترین احتمال وقوع آن در زمان تعیین شده بصورت درونزا خواهد بود. نتایج این آزمون برای تمامی متغیرهای الگو در جدول ۱ مشاهده می‌شود.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز برای سطح داده‌ها

نام متغیر	مدل A		مدل B		مدل C	
	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست
c	-۹/۴(۱)	۱۳۵۹	-۵/۳۷(۱)	۱۳۶۱	-۹/۱۳(۱)	۱۳۵۹
e	-۹/۸۵(۱)	۱۳۵۹	-۵/۴(۱)	۱۳۶۱	-۹/۵۷(۱)	۱۳۵۹
y	-۳/۵۱(۴)	۱۳۶۳	-۵/۹(۴)	۱۳۶۸	-۵/۵۷(۴)	۱۳۶۷
fd	-۳/۳۳(۲)	۱۳۸۲	-۳/۵(۲)	۱۳۸۰	-۴/۵۱(۲)	۱۳۷۴
tr	-۴/۲۲(۲)	۱۳۶۳	-۵/۳۴(۲)	۱۳۶۶	-۶/۰۱(۲)	۱۳۶۳

فرض صفر دلالت بر وجود ریشه واحد دارد.

1. Ouattara
2. Zivot-Andrews Unit Root Test

مقادیر داخل پرانتز برای متغیرها، وقفه بهینه است.
مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ ، ۵٪ ، ۱۰٪ به ترتیب عبارت است از:
مدلA : ۵/۳۴- ، ۴/۸- ، ۴/۵۸-
مدل B: ۴/۹۳- ، ۴/۴۲- ، ۴/۱۱-
مدل C: ۵/۵۷- ، ۵/۰۸- ، ۴/۸۲-

منبع: یافته‌های تحقیق

با مقایسه آماره‌های آزمون با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌یک از متغیرهای موجود در مدل، جمعی از مرتبه دو و یا بالاتر نیست[1]، لذا نتایج برآورد مدل ساختگی نبوده و آزمون F معتبر است و می‌توان مدل ARDL را برای بررسی رابطه میان متغیرها بکار گرفت.

۲-٤. آزمون F

قدم بعدی در رویکرد ARDL بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با استفاده از آزمون F است. برای محاسبه آماره F، می‌بایست معادله ۳(برای هریک از متغیرها) رابه روش OLS برآورد کرده و سپس معناداری مشترک ضرایب متغیرهای سطح با وقفه را بر اساس رابطه (۴) آزمون کرد، اگر یکی از آماره‌های F بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی به‌دست آید، آن‌گاه وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها تأیید می‌گردد. (تشکینی، ۱۳۸۴). جدول۲ نتایج آماره‌های F محاسبه شده وقتی که تفاضل مرتبه اول هر متغیر به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود را نشان می‌دهد، در جدول ۳ نیز نتایج آزمون F برای مدل دوم (مدل بدون متغیر مصرف انرژی) مشاهده می‌شود.

همان‌طور که از نتایج جدول مشاهده می‌شود چون حداقل یکی از آماره‌های F محاسبه شده بیشتر از حد بالای مقدار بحرانی است، در هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را نمی‌شود پذیرفت و لذا وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل تأیید می‌گردد.

۱. نتایج آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در مدل‌های مختلف دارای ریشه واحد هستند (fd,tr y,) نشان می‌دهد که هیچ‌یک از متغیرهای موجود در مدل، جمعی از مرتبه دو و یا بالاتر نیست، اما بدلیل مطول شدن مطلب نتایج آن گزارش نشده است.

جدول ۲. نتایج آزمون F برای مدل اول

متغیر وابسته	Dc	De	Dy	Dy^2	Dfd	Dtr
آماره $F_{(۶و۱۶)}$	۱/۰۱۴	۱/۰۲	۴/۵۲	۴/۴۸	۳/۱۸	۷/۵۶
نتیجه	عدم وجود هم‌جمعی	عدم وجود هم‌جمعی	وجود هم‌جمعی	وجود هم‌جمعی	نتیجه غیرقطعی	وجود هم‌جمعی

در سطح اطمینان ۹۵٪ حد بالایی مقدار بحرانی برابر ۳/۸۰۵ و حد پایینی آن برابر ۲/۶۴۹ است

منبع: خروجی Microfit

جدول ۳. نتایج آزمون F برای مدل دوم

متغیر وابسته	Dc	Dy	Dy^2	Dfd	Dtr
آماره $F_{(۵و۱۶)}$	۱/۶۲	۶/۶۳	۶/۵۸	۴/۸۸	۲/۶۰۲
نتیجه	عدم وجود هم‌جمعی	وجود هم‌جمعی	وجود هم‌جمعی	وجود هم‌جمعی	عدم وجود هم‌جمعی

در سطح اطمینان ۹۵٪ حد بالایی مقدار بحرانی برابر ۴/۰۴۹ و حد پایینی آن برابر ۲/۸۵ است.

منبع: خروجی Microfit

۳-٤. نتایج تخمین بلندمدت

پس از اطمینان از وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای مدل، ضرایب بلند مدت بر اساس معادله ۵ برآورد می‌شود[1]. نتایج مربوط به مدل اول و مدل دوم(بدون حضور متغیر مصرف انرژی) در جدول ۴ مشاهده می‌شود.

نتایج حاصل نشان می‌دهد که ضرایب از معنی‌داری بالایی برخوردار بوده و علامت آن‌ها سازگار با تئوری است، در هر دو مدل متغیر موهومی به‌لحاظ آماری معنادار نیست ولی از آنجایی‌که حضور آن در معادلات الگو، بهبود نسبی ایجاد می‌کند آنرا وارد مدل می‌کنیم، بقیه متغیرها در هر دو مدل (بجز مجذور تولید و توسعه مالی در مدل دوم که در سطح ۱۰٪ معنی‌دارند) در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار هستد. از آنجایی که متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند، ضرایب به‌دست آمده کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به متغیر مورد نظر را نشان می‌دهند.

۱. مدل بهینه بر اساس ضابطه شوارز- بیزین (SBC) انتخاب شده است.

جدول ٤. ضرایب بلندمدت

نام متغیر	مدل اول ضریب	ARDL (۰و۲و۰و۰و۰و۰) آماره t-(Prob)	مدل دوم ضریب	ARDL (۲و۳و۰و۰و۱) آماره t- (Prob)
مصرف انرژی e	۰/۹۴	۹۸/۰۲ (۰/۰۰۰)	NA	NA
تولید ناخالص داخلی y	۱/۸۲	۴/۸۱ (۰/۰۰۰)	۱۴/۵۴	۲/۱ (۰/۰۴۷)
مجذور تولید y^2	−۰/۰۷۲	−۴/۷۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۵۰۹	−۱/۸۵ (۰/۰۷۷)
توسعه مالی fd	۰/۰۲۲	۳/۱۸ (۰/۰۰۴)	۰/۲	۱/۶۶ (۰/۰۹۲)
آزادی اقتصادی tr	−۰/۰۱۵	−۲/۴ (۰/۰۲۴)	−۰/۵۷	(۰/۰۰۰) −۱۰/۳۴
عرض از مبدأ β	−۱۰/۳۳	−۴/۳۳ (۰/۰۰۰)	−۹۷/۳۳	−۲/۲۳ (۰/۰۳۵)
متغیر موهومی Dum	۰/۰۰۲۸	۰/۶۲ (۰/۵۳۶)	−۰/۰۸۳	−۱/۲۹ (۰/۲۰۷)

آزمون	آزمون فروض آماره χ^2	Prob	نتیجه	آزمون فروض آماره χ^2	Prob	نتیجه
خودهمبستگی	۰/۰۳۲	۰/۸۵	عدم خودهمبستگی	۱/۰۶	۰/۳۰۳	عدم خودهمبستگی
ناهمسانی واریانس	۰/۲۸	۰/۵۹	همسانی واریانس	۰/۷۷	۰/۳۸	همسانی واریانس
فرم تبعی	۲/۲۳	۰/۱۳	صحت فرم تبعی	۱/۱۳	۰/۲۱	صحت فرم تبعی
نرمال بودن	۰/۱۹	۰/۹	نرمال بودن جز اخلال	۱/۵۱	۰/۴۶	نرمال بودن جز اخلال

منبع: یافته‌های تحقیق

در مدل اول ضریب مصرف انرژی ۰/۹۴ و نزدیک به واحد است بدین معنی که با یک درصد افزایش در مصرف انرژی انتشار دی‌اکسیدکربن حدود ۰/۹۴ درصد افزایش می‌یابد. انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به تولید ناخالص داخلی باکشش بوده و نیز بیشترین تغییرات مربوط به آلودگی محیط زیست ناشی از این متغیر است. مثبت بودن ضریب تولید ناخالص داخلی و نیز علامت منفی ضریب مجذور آن، منحنی کوزنتس زیست محیطی(به شکل U وارون) را مورد تأیید قرار می‌دهد. ضریب مثبت توسعه مالی نشان می‌دهد که با افزایش ۱۰ درصدی در نسبت اعتبارات پرداخت شده به تولید ناخالص داخلی، انتشار دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۲۲ درصد افزایش می‌یابد، این امر بیانگر این است که توسعه مالی در ایران با افزایش فعالیت‌های صنعتی و تولیدی می‌تواند عاملی برای افزایش آلودگی و تخریب محیط زیست باشد ونیز توسعه مالی در ایران هنوز منجر به بهبود تکنولوژی و دست‌یابی به تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست نشده است. آزاد سازی تجاری با ایجاد فضای رقابتی برای تولید کالاهایی با آلایندگی کمتر و نیز کاهش استفاده از انرژی‌ها و سوخت‌های فسیلی به‌دلیل کاهش هزینه‌های تمام شده محصول، موجب کاهش آلودگی محیط زیست می گردد بطوری که با افزایش ۱۰ درصدی در میزان آزادی تجاری انتشار دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۱۵ درصد کاهش می‌یابد. (این نتیجه‌گیری با سایر مطالعات نظیر مهرابی بشرآبادی و همکاران، ۱۳۸۹ و لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰ سازگار است). با حذف متغیر مصرف انرژی از مدل، نتایج فوق مجددا به‌دست می‌آید با این تفاوت که میزان تأثیر گذاری سایر متغیرها بر انتشار دی‌اکسیدکربن به میزان قابل توجهی افزایش می‌یابد. در این حالت نیز توسعه مالی و سطح درآمد تأثیر مثبت و آزادی تجاری تأثیر منفی بر آلودگی محیط زیست دارند، هم‌چنین فرضیه EKC نیز تأیید می‌شود.

براساس آزمون‌های تشخیصی در هر دو مدل، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس، عدم خودهمبستگی اجزای اخلال، تصریح درست فرم تبعی و توزیع نرمال جملات پسماند را نمی‌توان رد کرد که این امر اعتبار مدل‌ها را نشان می‌دهد.

٤-٤. تخمین نتایج کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل

مدل تصحیح خطا بر اساس معادله ۶ جهت بررسی ضرایب کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل به مقدار تعادلی بلندمدت، برآورد می‌شود. همانند ضرایب بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت نیز نشان‌دهنده کشش هستند. همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود نتایج کوتاه‌مدت اندکی با بلندمدت

متفاوت است. در مدل اول غیر از ضریب آزادی تجاری و عرض از مبدأ سایر ضرایب در سطح ۹۵٪ معنی‌دار هستند. در کوتاه مدت نیز کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به مصرف انرژی نزدیک واحد و نسبت به تولید ناخالص داخلی بزرگتر از واحد است، هم‌چنین با توجه به ضریب منفی و معنادار y^2، فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا

	مدل اول	ARDL (۰و۲و۰و۰و۰)	مدل دوم	ARDL (۲و۳و۰و۱و۰)
نام متغیر	ضریب	آماره t-(Prob)	ضریب	آماره t-(Prob)
تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی de	۰/۹۷	۳۹/۳۶ (۰/۰۰۰)	NA	NA
تفاضل مرتبه اول تولید dy	۵/۲	۲/۵۴ (۰/۰۱۷)	۷/۰۴	۲/۱۸ (۰/۰۳۸)
تفاضل مرتبه اول مجذور تولید dy^2	−۰/۲۱	−۲/۵۵ (۰/۰۱۷)	−۰/۲۴	−۱/۹۲ (۰/۰۶۶)
تفاضل مرتبه اول توسعه مالی dfd	۰/۰۱۶	۲/۶۲ (۰/۰۱۴)	۰/۰۱۲	۰/۱۷ (۰/۸۶)
تفاضل مرتبه اول آزادی اقتصادی dtr	−۰/۱۹	−۰/۰۱۹ (۰/۹)	−۰/۰۲۸	−۰/۵ (۰/۶۲)
عرض از مبدأ β	−۲/۷	−۰/۸۲ (۰/۴۱)	−۴۷/۱۶	−۲/۳۲ (۰/۰۲۸)
متغیر موهومی Dum	۰/۰۱	۲/۰۱ (۰/۰۵۴)	−۰/۰۴	−۱/۲۶ (۰/۲۱)
ضریب تصحیح خطا ECM_{t-1}	−۰/۶۸	−۲/۹ (۰/۰۰۷)	−۰/۴۸	−۶/۶۵ (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

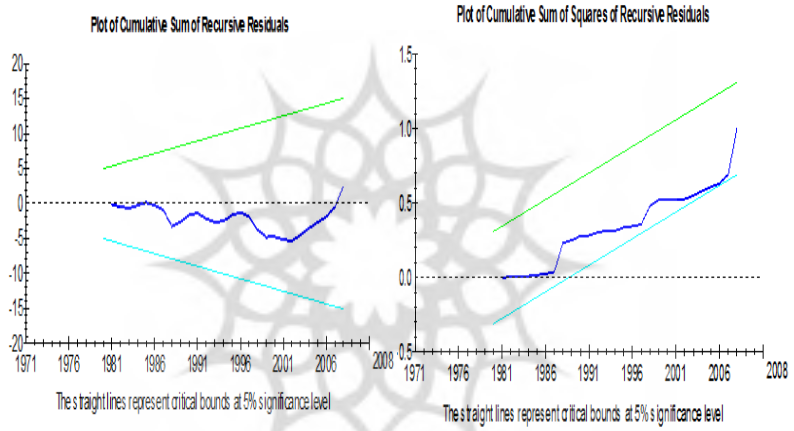
همانند بلندمدت در کوتاه‌مدت نیز توسعه مالی اثر مثبت و معنی‌داری روی آلودگی محیط زیست دارد و با افزایش ده درصدی در آن، انتشار دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۱۶ درصد افزایش می‌یابد. هم‌چنین جمله تصحیح خطا مطابق انتظار منفی و معنادار است که نشان می‌دهد عدم تعادل در کوتاه‌مدت تعدیل می‌شود تا رابطه تعادلی بلندمدت ایجاد شود. مقدار این ضریب ۰/۶۸− است که به‌معنای تعدیل ۶۸ درصدی در هر دوره تا رسیدن به تعادل بلند مدت است.

بر اساس نتایج مدل دوم(که متغیر مصرف انرژی را لحاظ نمی‌کنیم)، در کوتاه مدت توسعه مالی و آزادسازی تجاری تأثیر معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن ندارند ولی تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معناداری بر آلودگی محیط زیست دارد و نیز با توجه به ضریب y^2 ، فرضیه EKC در کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۰٪ مورد تأیید قرار می‌گیرد .هم‌چنین ضریب تصحیح خطا ۰/۴۸−

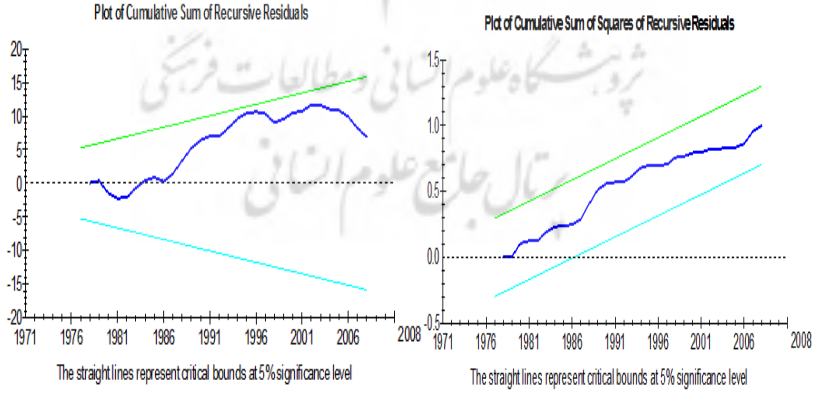
برآورد شده که معنی‌دار و دارای علامت صحیح است و نشان می‌دهد که در هر سال ۴۸ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

٥-٤. آزمون ثبات

نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای بررسی ثبات ضرایب برآورد شده در طول زمان در نمودارهای ۱ (برای مدل اول) و ۲ (برای مدل دوم) آورده شده است. چون در هر دو آزمون برای هر دو مدل، آماره‌ها در داخل فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند لذا فرض صفر مبنی بر ثبات ضرایب را نمی‌توان رد کرد و بر این اساس نتایج به‌دست آمده معتبر هستند.



نمودار ۱. آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای مدل اول



نمودار ۲. آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای مدل اول

منبع: خروجی Microfit

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی و تأثیر آن بر محیط زیست از جنبه‌های مختلفی قابل بحث است. توسعه مالی در یک کشور می‌تواند موجب جذب هرچه بیشتر سرمایه مستقیم خارجی و دستیابی به سطوح بالاتری از تکنولوژی از جمله تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست گردد، هم‌چنین با گسترش فعالیت‌های تحقیق و توسعه و ایجاد منابع مالی با هزینه پایین برای اجرای پروژه‌های زیست محیطی در بنگاه‌های اقتصادی، می‌تواند باعث کاهش آلودگی محیط زیست گردد. اما از طرف دیگر افزایش فعالیت‌های صنعتی ناشی از توسعه مالی می‌تواند عاملی برای افزایش آلودگی صنعتی و تخریب محیط زیست باشد. در این مقاله تأثیر توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسیدکربن(به‌عنوان معیاری برای آلودگی محیط زیست) را طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۰ برای ایران و با استفاده از رویکرد ARDL بررسی کردیم. پس از انجام آزمون ریشه واحد و اطمینان از این‌که هیچ یک از متغیرها I(۲) نیست، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با آزمون F تأیید شد. پس از انتخاب وقفه بهینه مدل ARDL توسط معیار SBC، ضرایب بلندمدت و مدل تصحیح خطا برآورد شد. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی اثر مثبت و معنی‌دار و آزادسازی تجاری اثر منفی و معنی‌دار بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارند، هم‌چنین کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به توسعه مالی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است که به معنی اثرگذاری بیشتر توسعه مالی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بلندمدت است، در مقابل کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت است، ضریب ECM نیز مطابق انتظار منفی بوده و سرعت تعادل به بلندمدت را نشان می‌دهد.تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) اشاره می‌کنند که حضور متغیر مربوط به مصرف انرژی در مدل رگرسیون، می‌تواند بخش زیادی از تغییرات دی‌اکسیدکربن را توضیح دهد، لذا جهت بررسی دقیق‌تر تأثیر سایر متغیرها بخصوص توسعه مالی، مدل را بدون در نظر گرفتن متغیر مصرف انرژی نیز برآورد می‌کنیم، در این‌حالت نیز در بلندمدت توسعه مالی اثر مثبت و معنی‌دار بر انتشار دی‌اکسیدکربن داشته و کشش‌ها در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. در هردو مدل کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به تولید ناخالص داخلی مثبت و بزرگتر از واحد است که به معنی تأثیر مثبت افزایش تولید ناخالص داخلی بر آلودگی محیط زیست است، اما کشش انتشار دی‌اکسیدکربن

نسبت به مجذور تولید ناخالص داخلی، منفی و کوچکتر از واحد به‌دست آمد که نشان می‌دهد تداوم رشد تولید ناخالص داخلی می‌تواند منجر به بهبود کیفیت محیط زیست گردد. به‌بیان دیگر نتایج نشان می‌دهد که منحنی زیست محیطی کوزنتس (به شکل U معکوس) در ایران صادق است.

با توجه به تأثیر مثبت توسعه مالی بر انتشار دی‌اکسیدکربن، می‌توان گفت که توسعه مالی در ایران هنوز منجر به بهبود تکنولوژی و دست‌یابی به تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست نشده و در مقابل با افزایش فعالیت‌های صنعتی و تولیدی باعث افزایش آلودگی و تخریب محیط زیست گردیده است. طبق ادبیات موضوع برای بهره‌مندی از مزایای توسعه مالی در جهت بهبود کیفیت محیط زیست، سیاستگذاران می‌توانند تمهیداتی جهت جذب سرمایه‌های مستقیم خارجی و تکنولوژی‌های با کارایی بالا و مصرف انرژی پایین به‌کار گیرند، هم‌چنین با ارائه تسهیلات ارزان به بنگاه‌های صنعتی و تصویب قوانینی آن‌ها را ملزم به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سبز به منظور ارتقای پروسه تولیدی و اخذ گواهینامه‌های زیست محیطی نمایند.

از آنجاکه مصرف انرژی تأثیر مثبت بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد به نظر می‌رسد که باید اقداماتی در زمینه اصلاح و افزایش کارایی مصرف انرژی در اقتصاد ایران انجام شود، این امر می‌تواند موجب کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن شده و رابطه مستقیم رشد اقتصادی با انتشار دی‌اکسیدکربن را کم‌رنگ و حتی جهت آن را تغییر دهد، در این‌حالت کشور در راستای اهداف توسعه پایدار گام برمی‌دارد (محمدباقری، ۱۳۸۹). البته با آغاز اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در سال ۱۳۸۹ و اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، قدم‌های اولیه برای اصلاح الگوی مصرف انرژی برداشته شده و به‌نظر می‌رسد با برنامه‌ریزی‌های دقیق‌تر و جامع‌تر در این زمینه می‌توان به نتایج مثبت آن در آینده امیدوار بود. هم‌چنین با گسترش مبادلات بین‌المللی و ایجاد فضای رقابتی،با بهینه شدن پروسه تولید،مصرف انرژی‌های فسیلی کاهش یافته و کیفیت محیط زیست ارتقاء می‌یابد.

منابع

الف- فارسی

آماده، حمید، حق‌دوست، احسان و آرش اعظمی (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه حجم گازهای گلخانه‌ای و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران (مطالعه موردی دی‌اکسیدکربن)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳۵: ۲۳۷-۲۰۹.

آماده، حمید، قاضی، مرتضی و زهره عباسی‌فر (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخشهای مختلف اقتصاد ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، سال چهل و چهارم، شماره ۸۶: ۳۸-۱.

امیر تیموری، سمیه و صادق خلیلیان (۱۳۸۸)، «بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز CO_2 در کشورهای عضو اوپک: رهیافت منحنی زیست‌محیطی کوزنتس»، *علوم محیطی*، سال هفتم، شماره ۱: ۱۷۲-۱۶۱.

برقی اسکویی، محمدمهدی (۱۳۸۷)، «آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی‌اکسیدکربن) در منحنی زیست‌محیطی کوزنتس»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۲: ۲۱-۱.

بهبودی، داود، فلاحی، فیروز و اسماعیل برقی گلعذانی (۱۳۸۹)، «عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)»، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۹۰، شماره ۴۵ : ۱۷-۱.

بوتکین، دانیل و ادوارد کلر (۱۳۷۹)، *مسائل محیط‌زیست: فرسایش لایه ازن، گرم شدن زمین و آلودگی هوا*، ترجمه یونس کریم‌پور، آذربایجان غربی، انتشارات جهاددانشگاهی

پژویان، جمشید و بیتا تبریزیان (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی پویا»، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال دهم، شماره ۳۸ : ۲۰۳-۱۷۵.

پژویان، جمشید و مریم لشکری‌زاده (۱۳۸۹)، «بررسی عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی»، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، سال سیزدهم، شماره ۴۲: ۱۸۸-۱۶۹.

پژویان، جمشید و نیلوفر مرادحاصل (۱۳۸۶)، «بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا»، *پژوهشهای اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۴ :۱۴۱-۱۶۰

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، *اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*، تهران، دیباگران تهران

حسنی صدرآبادی، محمدحسین، عمادالاسلام، هدیه و علی کاشمری (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه علی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۰»، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی «*علوم اقتصادی*»، سال هفتم، شماره ۲۴: ۵۸-۳۱.

شرزه‌ای، غلامعلی و مجید حقانی (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه علی میان انتشار دی‌اکسیدکربن و درآمد ملی، با تأکید بر نقش مصرف انرژی»، نشریه *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۸۷ : ۹۰-۷۵.

صالح، ایرج، شعبانی، زهره، سادات باریکانی، سید حامد و سعید یزدانی (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران (مطالعه موردی: گاز دی‌اکسیدکربن)»، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال هفدهم، شماره ۶۶: ۴۱-۱۹.

عاقلی کهنه شهری، لطفعلی (۱۳۸۲)، محاسبه GNP سبز و درجه پایداری درآمد ملی در ایران، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه تربیت مدرس

فطرس، محمدحسن و جواد براتی (۱۳۹۰)، «تجزیه انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف انرژی به بخش‌های اقتصادی ایران، یک تحلیل تجزیه شاخص»، *مطالعات اقتصادانرژی*، سال هشتم، شماره ۲۸: ۷۳-۴۹.

فطرس، محمدحسن و میثم نسرین دوست (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹»، فصلنامه *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۱، تابستان ۱۳۸۸ : ۱۳۵-۱۱۳.

فلاحی، فیروز و عبدالرحیم هاشمی دیزج (۱۳۸۹)، «رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده ازمدلهای مارکوف سوییچینگ»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۶: ۱۵۲-۱۳۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا، فلاحی، محمدعلی و ملیحه آشنا (۱۳۹۰)، «بررسی رابطه انتشار دی‌اکسیدکربن با رشد اقتصادی، انرژی و تجارت در ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، سال چهل و ششم، شماره ۹۴: ۱۷۳-۱۵۱.

محمدباقری، اعظم (۱۳۸۹)، «بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی،مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۷: ۱۲۹-۱۰۱.

مولایی، مرتضی، کاوسی‌کلاشمی، محمد و حامد رفیعی (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه همجمعی درآمد سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن و وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی دی‌اکسیدکربن در ایران»، *علوم محیطی*، سال هشتم، شماره ۱ : ۲۱۶-۲۰۵.

نجارزاده، رضا و اعظم عباس محسن (۱۳۸۳)، «رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخشهای اقتصادی در ایران»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال اول، شماره دوم : ۸۰-۶۱.

نصرالهی زهرا و مرضیه غفاری گولک (۱۳۸۸)، «توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب‌غربی (با تأکید بر منحنی زیست‌محیطی کوزنتس)»، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳۵ : ۱۲۶-۱۰۵.

نظیفی، فاطمه (۱۳۸۳)، «توسعه مالی و رشد اقتصادی ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۴: ۱۳۰-۹۷

ب- انگلیسی

Akinlo, A. E. (2009), "Electricity Consumption and Economic Growth in Nigeria: Evidence from Cointegration and Co-feature Analysis", *Journal of Policy Modeling*, 31(5), 681-693.

Alam, S., Fatima, A. & M. S. Butt (2007), "Sustainable Development in Pakistan in the Context of Energy Consumption Demand and Environmental Degradation", *Journal of Asian Economics*, 18(5), 825-837.

Al-Iriani, M. A. (2006), "Energy-GDP Relationship Revisited: An Example from GCC Countries Using Panel Causality", *Energy Policy*, 34, 3342-3350.

Ang, J. B. (2008), "Economic Development, Pollutant Emissions and Energy Consumption in Malaysia", *Journal of Policy Modeling*, 30(2), 271-278.

Apergis, N. & J. E. Payne (2010), "Energy Consumption and Growth in South America: Evidence from a Panel Error Correction Model", *Energy Economics*, 32(6), 1421-1426.

Belke, A., Dobnik, F. & C. Dreger (2011), "Energy Consumption and Economic Growth: New Insights into the Cointegration Relationship", *Energy Economics*, 33(5), 782-789.

Birdsall, N. & D. Wheeler (1993), "Trade Policy and Industrial Pollution in Latin America: Where are the Pollution Havens?", *Journal of Environment and Development*, 2(1), 137-149.

Caviglia-Harris, J. l., Chambers, D. & J. Kahn (2009), "Taking the "U" out of Kuznets: A Comprehensive Analysis of the EKC and Environmental Degradation", *Ecological Economics*, 68(4), 1149-1159.

Chiou-Wei, S. Z., Chen, C. F. & Z. Zhu (2008), "Economic Growth and Energy Consumption Revisited: Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality", *Energy Economics*, 30(6), 3063-3076

Coondoo, D. & S. Dinda (2008), "Carbon Dioxide Emission and Income: A Temporal Analysis of Cross-country Distributional Patterns", *Ecological Economics*, 65(2), 375-385.

Cox, A., Collins, A., Woods, L. & N. Ferguson (2012), "A Household Level Environmental Kuznets curve? Some Recent Evidence on Transport Emissions and Income", *Economics Letters*, 115(2), 187-189.

Daly, H. (1977), *Steady-State Economics*, Island Press.

Dasgupta, S., Hong, J. H., Laplante, B. & N. Mamingi (2004), "Disclosure of Environmental Violation and Stock Market in the Korea", *Ecological Economics*, 58(4), 759-777.

Dasgupta, S., Laplante, B. & N. Maming (2001), "Pollution and Capital Markets in Developing Countries", *Journal of Environmental Economics and Management*, 42(3), 310-335.

Demetriades, P. O. & K. A. Hussein (1996), "Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-series Evidence from 16 Countries", *Journal of Development Economics*, 51:387-411.

Dinda, S. & D. Coondoo (2006), "Income and Emission: A Panel Data-based Cointegration Analysis", *Ecological Economics*, 57(2), 167-181.

Frankel, J. & A. Rose (2002), "An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income", *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 437-466

Frankel, J. & D. Romer (1999), "Does Trade Cause Growth?", *The American Economic Review*, 89(3), 379-399.

Fuinhas, J. A. & A. C. Marques (2011), "Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: An ARDL Bounds Test Approach (1965–2009)", *Energy Economics*, In Press.

Grossman, G. & A. Krueger (1991), "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", National Bureau of Economic Research Working Paper, vol. 3914. NBER, Cambridge, MA.

Grossman, G. & A. Krueger (1995), "Economic Environment and the Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 353-377.

Halicioglu, F. (2009), "An Econometric Study of Co_2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey", *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164

Hamit-Haggar, M. (2012), "Greenhouse Gas Emissions, Energy Consumption and Economic Growth: A Panel Cointegration Analysis from Canadian Industrial Sector Perspective", *Energy Economics*, 34(1), 358-364.

IPCC (2007), Climate change 2007 :Physical Science Basis. Contribution of Working Group 4thReport of Intergovernmental Panel on Climate Change, Paris.

Jalil, A. & M. Feridun (2011), "The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis", *Energy Economics*, 33(2), 284-291

Jensen, V. (1996), "The Pollution Haven Hypothesis and the Industrial Flight Hypothesis: Some Perspectives on Theory and Empirics", Working paper, Centre for Development and The Environment, University of Oslo.

Lee, C. C. (2005), "Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A Cointegrated Panel Analysis", *Energy Economics*, 27(3), 415-427.

Lee, C. C. & C. P. Chang (2008), "Energy Consumption and Economic Growth in Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data", *Resource and Energy Economics*, 30(1), 50-65.

Liu, X. (2005), "Explaining the Relationship between CO_2 Emissions and National Income-The role of Energy Consumption", *Economics Letters*, 87(3), 325-328

Managi, S. & P. R. Jena (2008), "Environmental Productivity and Kuznets Curve in India", *Ecological Economics*, 65(2), 432-440.

Managi, S. & T. Tsurumi (2010), "Does Energy Substitution Affect Carbon Dioxide Emissions Income Relationship?", *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(4), 540-551.

Mehrara, M. (2006), "The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Iran", *Iranian Economic Review*, 10, 137-148.

Mehrara, M. (2007), "Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries", *Energy Policy*, 35, 2939-2945.

Menyah, K. & Y. Wolde-Rufael (2010), "Energy Consumption, Pollutant Emissions and Economic Growth in South Africa", *EnergyEconomics*, 32(6), 1374-1382.

Mete, F. F., Sunday, A. & B. Jean (2006), "Impact of Trade Liberalization on the Environment in Developing Countries: The case of Nigeria", *Journal of Developing Societies*, 21, 39-56.

Ouattara, B. (2004), *Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal*, Mimeo University of Manchester

Pesaran, M. H. & Y. Shin (1999), *An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*, Chapter 11, Cambridge University, Cambridge

Pesaran, M. H., Shin, Y. & R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Richmond, A. K. & R. K. Kaufmann (2006), "Is there a Turning Point in the Relationship between Income and Energy Use and/or Carbon Emissions?", *Ecological Economics*, 56(2), 176-189.

Sadrsky, P . (2011), "Financial Development and Energy Consumption in Central and Eastern European Frontier Economies, *Energy Policy*, 39, 99-100.

Sadorsky, P. (2010), "The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies", *Energy Policy*, 38, 2528–2535.

Shahbaz, M. & H. H. Lean (2012), "Does Financial Development Increase Energy Consumption? The Role of Industrialization and Urbanization in Tunisia", *Energy Policy*, 40, 473-479.

Soytas, U., Sari, S. & B. T. Ewing (2007), "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States", *Ecological Economics*, 62(4), 482-489.

Stern, D. I. (2004), "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve", *World Development*, 32(8), 1419-1439.

Tamazian, A., Chousaa, J. P. & K. C. Vadlamannatia (2009), "Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from BRIC Countries", *Energy Policy*, 37(1), 137-145.

Tamazian, A. & B. B. Rao (2010), "Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from transitional economies", *Energy Economics*, 32(1), 137-145.

Wang, H. & J. Yanhong (2007), "Industrial Ownership and Environmental Performance: Evidence from China", *Environmental and Resource Economics*, 36(3), 255-273.

Zhang, X. P. & X. M. Cheng (2009), "Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in China", *Ecological Economics*, 68(10), 2706-2712.

Zivot, E. & K. Andrews (1992), "Further Evidence on The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (10), 251–270.