

بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست محیطی در ایران در چارچوب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)

دکتر حمیدرضا حری*، دکتر سیدعبدالمجید جلالی** و سعید جعفری***

تاریخ دریافت: ۳۰ بهمن ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: ۹ مهر ۱۳۹۲

امروزه مسائل زیست محیطی به ویژه مسئله آلودگی آب و هوا به یکی از مهم ترین نگرانی های جهانی تبدیل شده است. آلودگی هوا، سلامتی موجودات زنده و اکوسیستم های طبیعی را تحت تأثیر قرار داده است. براساس مطالعات مختلف، توسعه مالی می تواند از طریق جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی و افزایش درجه تحقیق و توسعه (R&D) سبب کارایی محیطی و در نتیجه کاهش میزان آلودگی محیطی شود. این پژوهش در چارچوب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس و با استفاده از رویکرد ARDL، به بررسی نقش توسعه مالی و مصرف انرژی بر آلودگی هوا در ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۱ پرداخته است. براساس نتایج بدست آمده، توسعه مالی بیشتر در ایران سبب کاهش انتشار CO₂ می گردد. به علاوه با افزایش مصرف انرژی در ایران، انتشار CO₂ افزایش می یابد. همچنین نتایج تحقیق، حاکی از رد فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در بلندمدت در ایران است.

واژه های کلیدی: منحنی زیست محیطی کوزنتس، توسعه مالی، مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن، مدل ARDL.
طبقه بندی JEL: Q53, O23, O13.

۱. مقدمه

چندین سال است که مسئله آلودگی آب و هوا بطور جدی مطرح گردیده و ذهن سیاستمداران، دولتمردان و حتی عموم مردم را با خود درگیر کرده است. بطوری که آلودگی هوا در ایران موجب تعطیل شدن ادارات و نهادهای دولتی در شهرهای بزرگ و صنعتی ایران شده که این خود باعث وارد آمدن هزینه‌های سنگینی به بخش اقتصادی کشور شده است. آلودگی زیست محیطی، سلامتی انسان‌ها و دیگر موجودات زنده را تحت الشعاع قرار داده و آثار مخربی را بر حفظ و بقای اکوسیستم‌های طبیعی به جای گذاشته است. انتشار گازهای گلخانه‌ای نظیر CO_2 ، SO_2 ، NO و ... از یک سو و افزایش آلاینده‌های کارخانه‌ای از سوی دیگر، موجب تشدید آلودگی آب و هوا گردیده است. البته براساس شواهد تجربی، CO_2 بیشترین میزان انتشار را در میان گازهای گلخانه‌ای داشته است. به همین دلیل اگر چه برخی مطالعات، انتشار دیگر گازهای گلخانه‌ای نظیر SO_2 و NO را به عنوان شاخص آلودگی هوا در نظر گرفته‌اند، اما اکثر مطالعات، انتشار CO_2 را عامل اصلی دخیل در آلودگی هوا می‌دانند. یکی از منابع اصلی انتشار این گازها سوخت‌های فسیلی هستند که از منابع و انرژی‌های به شدت آلاینده محسوب می‌شوند. استفاده بی‌رویه و ناکارا از این انرژی‌ها و منابع منجر به وارد آمدن صدمه جدی به محیط زیست گردیده است. هر چند که مصرف سوخت‌های فسیلی توسط بخش خانگی بر آلودگی هوا بی‌تأثیر نیست، اما مصرف کننده اصلی این نوع منابع و انرژی‌ها و بنابراین عامل اصلی انتشار این آلودگی‌ها در آب و هوا، کارخانه‌های بخش صنعتی هستند. به‌ویژه نقش بخش صنعت ایران و دیگر کشورهای در حال توسعه در آلودگی، بسیار پررنگ‌تر است؛ چرا که استفاده ناکارا از این منابع و انرژی‌ها در کشورهای در حال توسعه رایج‌تر است. بسیاری از محققان اعتقاد دارند که جایگزینی این نوع انرژی‌های آلاینده و ناکارا با انرژی‌ها و منابع کارا تر و همچنین استفاده از تکنولوژی‌های کمتر آلاینده می‌تواند نقش مؤثری را در حفظ و بقای محیط زیست داشته باشد.

مطالعات متعددی برای بررسی عوامل مؤثر بر آلودگی محیط زیست از تحلیل فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) استفاده کرده‌اند. براساس این فرضیه، در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، با افزایش درآمد، میزان آلودگی و تخریب زیست محیطی بیشتر شده و سپس با وارد شدن تدریجی به مراحل میانی و پایانی توسعه اقتصادی، میزان آلودگی و تخریب زیست محیطی کاهش می‌یابد. در واقع منحنی زیست محیطی کوزنتس، مبین یک ارتباط به شکل U معکوس بین

آلودگی زیست‌محیطی و رشد اقتصادی است. اگر چه در برخی از مطالعات، از شاخص‌های دیگری نیز برای تخریب و آلودگی زیست‌محیطی استفاده شده است، اما اغلب مطالعات، از آلودگی هوا به عنوان شاخص تخریب زیست‌محیطی و از انتشار سرانه CO_2 به عنوان شاخص آلودگی هوا استفاده کرده‌اند و رشد GDP سرانه را نیز به عنوان شاخص رشد و توسعه اقتصادی در نظر گرفته‌اند.

این مقاله در چارچوب مبانی نظری فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس و با استفاده از شاخص آلودگی هوا (انتشار CO_2)، علاوه بر بررسی عوامل و متغیرهای مؤثر بر آلودگی و تخریب زیست‌محیطی در ایران، به مطالعه رابطه بلندمدت بین آلودگی هوا و متغیرهای مذکور پرداخته و بطور ویژه به بررسی نقش توسعه مالی و مصرف انرژی بر آلودگی هوا پرداخته است. یکی از جنبه‌های مهم نوآوری مقاله، بررسی ارتباط بین شاخص‌های مختلف توسعه مالی و انتشار CO_2 است که این شاخص‌ها نیز با توجه به وضعیت و ساختار اقتصاد ایران انتخاب شده است. همچنین با توجه به رایج بودن استفاده از سوخت‌های فسیلی توسط کارخانه‌های بخش صنعتی ایران، متغیر مصرف انرژی نیز می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در این کشور داشته باشد. از این رو سؤال اساسی این مقاله آن است که آیا توسعه مالی و مصرف انرژی در ایران، متغیرهای اثرگذاری در روند تخریب زیست‌محیطی هستند یا خیر؟ برای پاسخگویی به این سؤال، در بخش‌های بعدی مقاله به بیان ادبیات موضوع، مبانی نظری پژوهش، معرفی داده‌ها و تبیین مدل، برآورد مدل و تفسیر نتایج و نهایتاً نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲. مروری بر پیشینه موضوع

مطالعات مختلفی در زمینه آلودگی، ادبیات وسیعی را پیرامون این موضوع پدید آورده است که در زیر به مهم‌ترین آنها اشاره خواهد شد.

۲-۱. پیشینه خارجی

موناسینگه^۱ (۱۹۹۹) در مقاله خود، علاوه بر بیان ادبیات نظری منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب زیست‌محیطی پرداخته است. وی نشان داد که منحنی زیست‌محیطی کوزنتس از تلاقی منحنی‌های منفعت نهایی اجتماعی و هزینه نهایی اجتماعی به

1. Munasinghe (1999)

وجود می‌آید. همچنین، براساس نتایج وی، کشورهای در حال توسعه برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی باید از تجارب کشورهای صنعتی استفاده نمایند. همچنین تالوکدار و میسنر^۱ (۲۰۰۱) در مقاله خود به بررسی رابطه تجربی بین مشارکت بخش خصوصی در اقتصاد و کارایی زیست‌محیطی (برحسب انتشار CO₂) در ۴۴ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۸۷-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که درجه بالاتری از مشارکت بخش خصوصی در یک اقتصاد در حال توسعه، سبب تخریب کمتر محیط‌زیست در هر کشور می‌شود. همچنین براساس نتایج بدست آمده، بازار سرمایه کاراتر و مشارکت با اقتصادهای توسعه‌یافته در توسعه بخش خصوصی سبب کاهش هر چه بیشتر تخریب زیست‌محیطی خواهد شد.

هالیسیوگلو^۲ (۲۰۰۹) نیز در مطالعه خود روابط علی پویا را بین انتشار CO₂، مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی در مورد ترکیه و با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ مورد آزمون قرار داد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که درآمد، بیشترین متغیر اثرگذار در توضیح انتشار CO₂ در ترکیه است. همچنین نتایج حاکی از یک تابع انتشار کربن پایدار است. به همین ترتیب، تامازیان، چوسا و وادلامناتی^۳ (۲۰۰۹) در مقاله خود علاوه بر پیوند بین توسعه اقتصادی و کیفیت محیطی، رابطه بین توسعه مالی و کیفیت محیط‌زیست را نیز مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج برای داده‌های تابلویی در دوره ۱۹۹۲-۲۰۰۴ حاکی از این است که توسعه مالی و اقتصادی، عوامل تعیین‌کننده کیفیت زیست‌محیطی در کشورهای عضو گروهی به رهبری قدرت‌های اقتصادی نوظهور (BRIC) هستند. توسعه مالی و اقتصادی بیشتر، تخریب محیط‌زیست را کاهش می‌دهد. همچنین آزادسازی مالی و آزادی تجارت عوامل حیاتی در کاهش CO₂ هستند.

به علاوه، تامازیان و بهاسکارا رائو^۴ (۲۰۱۰) با استفاده از روش GMM، به بررسی پیوند بین توسعه مالی و کیفیت زیست‌محیطی و توسعه مالی و کیفیت نهادی در ۲۴ اقتصاد در حال گذار، طی سال‌های ۱۹۹۳-۲۰۰۴ پرداخته‌اند. نتایج این مقاله حاکی از تأیید فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس و اهمیت توسعه مالی و کیفیت نهادی در کارایی زیست‌محیطی است. براساس نتایج این

1. Talukdar and Meisner (2001)

2. Halicioglu (2009)

3. Tamazian Chousa and Vadlamannati (2009)

4. Tamazian and Bhaskara Rao (2010)

۳۱ بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست محیطی ...

مقاله اگر آزادسازی مالی در یک چارچوب نهادی قوی انجام نشده باشد، ممکن است برای کیفیت محیط زیست مضر باشد.

در نهایت، جلیل و فریدون^۱ (۲۰۱۱) در مقاله خود اثر توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی را روی آلودگی زیست محیطی در چین با استفاده از روش ARDL مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف اصلی این مقاله بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین توسعه مالی و آلودگی زیست محیطی است. براساس نتایج این مقاله ضریب توسعه مالی منفی است که نشان‌دهنده عدم شرکت توسعه مالی در مخارج آلودگی زیست محیطی بوده و توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی زیست محیطی شده است. همچنین درآمد، مصرف انرژی و آزادسازی تجاری عوامل اصلی انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت می‌باشند. علاوه بر این، نتایج حاکی از وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس در مورد چین است.

۲-۲. پیشینه داخلی

امیر تیموری و خلیلیان (۱۳۸۸) در مقاله خود با استفاده از داده‌های تابلویی سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۶ به بررسی فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای عضو اوپک پرداخته‌اند. براساس نتایج آزمون هم‌انباشتگی، ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی تأیید شده است. همچنین نتایج حاکی از آن است که فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در این کشورها مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و در واقع میزان انتشار CO₂ در این کشورها در فرایند رشد اقتصادی به طور مستمر افزایش می‌یابد.

همچنین فطرس و معبودی (۱۳۹۰) در مقاله خود به بررسی رابطه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنها حاکی از رابطه علی دوطرفه بین تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسید کربن است. همچنین براساس نتایج، رابطه علی از مصرف انرژی به نشر دی‌اکسید کربن وجود دارد.

به همین ترتیب متفکر آزاد و محمدی خانقاهی (۱۳۹۱) در مقاله خود به بررسی رابطه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و درجه بازبودن تجاری بر کیفیت محیط زیست در ایران طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۷ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر تأثیر مثبت رشد اقتصادی، مصرف انرژی و درجه بازبودن

1. Jalil and Feridun (2011)

تجاری بر انتشار دی اکسید کربن است. همچنین نتایج حاکی از رد فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس است.

فطرس، غفاری و شهبازی (۱۳۸۹) نیز با استفاده از روش داده‌های تلفیقی و در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ شواهد تجربی آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در مراحل اولیه رشد اقتصادی این کشورها آلودگی هوا افزایش یافته است؛ به این صورت که افزایش درآمد در ابتدا با تخریب محیط زیست همراه بوده اما با تداوم رشد و واردات تکنولوژی‌های کمتر آلاینده، کیفیت زیست محیطی این کشورها بهبود یافته است. بنابراین، فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس در این کشورها صادق است.

در نهایت، مولایی، کاوسی کلاشمی و رفیعی (۱۳۸۹) در مطالعه خود رابطه هم‌جمعی بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار CO₂ سرانه را در ایران طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۷۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این مقاله علاوه بر وجود رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت میان متغیرها، بیانگر تأیید فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در ایران است.

۳. مبانی نظری منحنی زیست محیطی کوزنتس

۳-۱. مدل پایه‌ای

در این قسمت با توجه به پژوهش‌های انجام گرفته در ادبیات موضوع، به بیان مبانی نظری منحنی زیست محیطی کوزنتس پرداخته خواهد شد. در ابتدا از یک تحلیل ایستای مقایسه‌ای پایه‌ای از هزینه‌ها و منافع که یک محیط زیست بهتر را فراهم می‌کند، استفاده می‌شود. اولاً فرض می‌شود که اقتصاد در حالت رقابت کامل است به گونه‌ای که در آن اقتصاد مفروض، هزینه‌ها و منافع خصوصی و اجتماعی با هم برابرند. فرض می‌شود که یک فرد یا یک بنگاه در یک کشور مفروض قصد دارد منافع خالص‌اش را در حالتی حداکثر کند که منافع‌اش به یک محیط زیست مترقی وابسته است. همچنین هزینه‌هایی که برای بهبود چنین محیط زیستی انجام شده نیز، هم برای فرد و هم برای بنگاه، به وضع محیط زیست و درآمد (به عنوان نماینده تمام کالاها و خدمات دیگر) بستگی دارد. بنابراین می‌توان نوشت:

$$MaxNB = B(E, Y) - C(E, Y) \quad (1)$$

بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست محیطی ... ۳۳

به طوری که NB نشان‌دهنده منافع خالصی است که حداکثر شده و B و C به ترتیب منافع و هزینه‌هایی هستند که تابعی از تخریب زیست محیطی (E) و درآمد سرانه (Y) می‌باشند. در هر سطح مفروض درآمد سرانه ($Y = \bar{Y}$)، فرد $MaxNB$ را در نقطه‌ای جستجو می‌کند که منافع نهایی برابر با هزینه‌های نهایی است. بنابراین شرایط ساده نهایی از معادله‌ی (۱) به صورت زیر بدست می‌آید:

$$MB - MC = 0 \quad (2)$$

به طوری که $MB = \frac{\partial B}{\partial E}$ و $MC = \frac{\partial C}{\partial E}$ است. اگر درآمد تغییر کند انتقال کوچکی را حول این نقطه برابری (E^*, Y) خواهیم داشت. بنابراین براساس معادله (۲) خواهیم داشت:

$$(MB_Y - MC_Y)dY + (MB_E - MC_E)dE = 0 \quad (3)$$

به طوری که $MB_i = \frac{\partial MB}{\partial i}$ و $MC_i = \frac{\partial MC}{\partial i}$ برای $i = Y, E$. متناوباً می‌توان روابط زیر را نوشت:

$$dE = a.dY \quad (4-الف)$$

$$a = \left[\frac{dE}{dY} \right]_{E=E^*} = \frac{(MB_Y - MC_Y)}{(MC_E - MB_E)} \quad (4-ب)$$

معادله (۴-ب) نشان می‌دهد که اگر $a > 0$ باشد، آنگاه تخریب زیست محیطی با بالا رفتن درآمد سرانه افزایش می‌یابد.

اولاً منطقی است که تمایل به پرداخت برای بهبود در کیفیت محیط زیست به وسیله یک منحنی صعودی به صورت $MB_E > 0$ ارائه شود. ثانیاً می‌توان فرض کرد که منحنی هزینه‌های نهایی تخریب زیست محیطی به صورت $MC_E < 0$ نزولی است. بنابراین مخرج معادله (۴-ب) همیشه منفی است و در نتیجه علامت ضریب a همواره مخالف علامت صورت کسر $(MB_Y - MC_Y)$ است.

براساس بینش مفهومی تحلیل قبلی می‌توان دریافت که چگونه منحنی زیست محیطی کوزنتس به وجود می‌آید. معادله (۴-ب) نشان می‌دهد هنگامی که سطوح درآمدی و توسعه اقتصادی

افزایش می‌یابد و علامت $\left[\frac{dE}{dY} \right]$ از مثبت به منفی تغییر کند، منحنی زیست محیطی کوزنتس بدست خواهد آمد. به عنوان مثال تخریب زیست محیطی با بالا رفتن درآمد سرانه افزایش می‌یابد و سپس کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، همچنان که درآمد سرانه افزایش می‌یابد علامت کشش تخریب زیست محیطی نسبت به درآمد سرانه $\left[\frac{dE}{dY} \cdot \frac{Y}{E} \right]$ از مثبت به منفی تغییر می‌کند.

براساس مطالعات مختلف موجود در ادبیات، توسعه مالی می‌تواند از طریق جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و افزایش درجه تحقیق و توسعه (R&D)، سبب کارایی محیطی و در نتیجه کاهش میزان آلودگی محیطی شود. همچنین کشورهای در حال توسعه ممکن است از طریق توسعه مالی به تکنولوژی‌های دوستدار محیط زیست دسترسی پیدا کنند. از طرفی برخی مطالعات اشاره داشته‌اند که توسعه مالی ممکن است منجر به افزایش فعالیت‌های صنعتی و در نتیجه منجر به آلودگی صنعتی شوند. بنابراین توسعه مالی در کشورهای مختلف می‌تواند تأثیر متفاوتی روی کارایی محیطی داشته باشد.

در مطالعات مختلف شاخص‌های متفاوتی برای توسعه مالی در نظر گرفته شده است. بعضی از آنها نسبت M_2 به GDP را به عنوان شاخص توسعه مالی در نظر گرفته‌اند. اما در کشورهای در حال توسعه M_2 بخش بزرگی از پول رایج را دربر می‌گیرد. در نتیجه، بالا رفتن M_2 ممکن است به جای عمق مالی، نشان‌دهنده پرداخت بدهی از طریق انتشار پول باشد. نسبت تعهدات نقدینگی (M_2) به تولید ناخالص داخلی، شاخص بهتری برای توسعه مالی است. این شاخص اندازه کل بخش واسطه مالی را اندازه‌گیری می‌کند. چون این شاخص، بانک مرکزی، بانک‌های ذخیره‌کننده پول و دیگر مؤسسات مالی را شامل می‌شود. از جمله شاخص‌های دیگری که برای بحث توسعه مالی در نظر گرفته می‌شود کل حجم اعتبارات داخلی ایجاد شده به وسیله بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی و اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است. نرخ ذخیره قانونی نیز شاخص دیگری برای توسعه مالی است که افزایش آن سبب کاهش توسعه مالی و کاهش آن سبب افزایش توسعه مالی است.

۴. داده‌ها و معرفی مدل

۴-۱. معرفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از سایت بانک جهانی^۱ و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۲ گرفته شده است. متغیرهای بکار رفته در این مطالعه عبارتند از: انتشار سرانه‌ی CO₂ به عنوان متغیر وابسته و سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص‌های توسعه مالی (نرخ ذخیره قانونی) (*RR*)، نسبت تعهدات نقدینگی به تولید ناخالص داخلی (*M_۳*)، نسبت اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (*PRI*) و نسبت اعتبارات داخلی خلق شده به وسیله بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی (*DOM*)، مصرف سرانه انرژی، درجه بازبودن تجاری (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیرهای مستقل.

در این مقاله نرخ ذخیره قانونی به صورت انحراف از میانگین، به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه مالی بکار رفته است. جریان خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه بازبودن تجاری نیز به عنوان دیگر متغیرهای اثرگذار بر جریان آلودگی هوا در نظر گرفته شده است. در کشورهایی که قوانین زیست محیطی سخت گیرانه‌تری دارند، کارخانه‌ها برخی کالاهایی را که آلودگی زیست محیطی بیشتری ایجاد می‌کنند، نمی‌توانند تولید کنند و بنابراین آنها را از کشورهایی با قوانین زیست محیطی منعطف‌تر وارد می‌کنند. البته شاید در ایران به دلیل ارتباط کمتر با دنیای خارج و نیز مقدار کم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، این متغیرها، متغیرهای اثرگذاری در روند ایجاد آلودگی نباشند. مصرف انرژی نیز یکی دیگر از متغیرهای تأثیرگذار بر انتشار آلودگی است. انتظار می‌رود که سطوح بالاتر مصرف انرژی، فعالیت اقتصادی بیشتر و انتشار بیشتر CO₂ را نتیجه دهد. انتشار CO₂ نیز به عنوان شاخص آلودگی هوا در نظر گرفته شده است؛ چرا که اعتقاد بر این است که CO₂ عامل اصلی گرم شدن زمین است.

داده‌های مربوط به مصرف انرژی در ایران از سال ۱۹۷۱ در دست است و از طرفی داده‌های نرخ ذخیره قانونی از سال ۱۹۷۳ موجود بوده و آمار مربوط به درجه بازبودن تجاری تا سال ۲۰۰۷ در دسترس است. بنابراین در اکثر مدل‌های برآوردی دوره زمانی از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۷ خواهد

1. www.worldbank.org

2. www.cbi.ir

بود. در مدل‌هایی که نرخ ذخیره قانونی به عنوان شاخص توسعه مالی ایفای نقش می‌کند، شروع دوره زمانی از سال ۱۹۷۳ خواهد بود.

۲-۴. معرفی مدل

در این قسمت با توجه به ادبیات موضوع و مبانی نظری، به معرفی مدل پرداخته خواهد شد. هدف اصلی این مقاله بررسی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی روی انتشار CO_2 در ایران است. به علاوه این مقاله در چارچوب فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس نیز به بررسی اثر عوامل مذکور روی انتشار CO_2 می‌پردازد. شاخص رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه مالی و درجه بازبودن تجاری و انتشار CO_2 در چارچوب چند مدل اقتصادسنجی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

اولین مدل استفاده شده در این مقاله با در نظر گرفتن فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به صورت زیر است:

$$CO_2_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_t + \alpha_2 (GDP_t)^2 + \alpha_3 E_t + \alpha_4 FD_t + \alpha_5 TR_t + \varepsilon_t$$

که در آن CO_2_t لگاریتم سرانه انتشار دی‌اکسید کربن است، GDP_t لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی، E_t لگاریتم سرانه مصرف انرژی، FD_t لگاریتم اندازه توسعه مالی و TR_t لگاریتم درجه بازبودن تجاری است که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید. همچنین ε_t جزء اخلاص مدل است.

دومین مدل استفاده شده در این مقاله بدون در نظر گرفتن فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به صورت زیر است:

$$CO_2_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 FD_t + \alpha_4 TR_t + \varepsilon_t$$

همچنین در مدل‌هایی متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI_t) نیز به صورت زیر وارد می‌شود.

$$CO_2_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_t + \alpha_2 (GDP_t)^2 + \alpha_3 E_t + \alpha_4 FD_t + \alpha_5 TR_t + \alpha_6 FDI_t + \varepsilon_t$$

تمامی متغیرها در مدل‌های بالا به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

۵. برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این مقاله به منظور بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین انتشار CO_2 و متغیرهای توضیحی رشد اقتصادی، توسعه مالی و دیگر متغیرهای تأثیرگذار، از رویکرد ARDL استفاده شده است. رویکرد ARDL نسبت به سایر تکنیک‌های همگرایی، سه مزیت مهم دارد؛ اول این که در این روش متغیرها می‌توانند انباشته از درجه‌های یک $I(1)$ و صفر $I(0)$ و یا ترکیبی از این دو باشند. دوم این که با وجود نمونه‌های کوچک، روش ARDL نتایج مناسب‌تری نسبت به سایر تکنیک‌های همگرایی به همراه دارد. سوم این که رویکرد ARDL با اتخاذ وقفه‌های مناسب، مشکلات همبستگی سریالی و درون‌زایی را کاهش می‌دهد.

در اولین مرحله باید مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. براساس نتایج بدست آمده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، متغیرهای CO_2 ، TR ، GDP ، GDP^2 و تمام شاخص‌های توسعه مالی انباشته از درجه یک $I(1)$ هستند. متغیرهای FDI و E انباشته از درجه صفر یا $I(0)$ هستند. به عبارت دیگر این متغیرها در سطح مانا هستند. نتایج آزمون مانایی در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. نتایج مربوط به آزمون مانایی متغیرهای مدل

سطح متغیرها	ADF	تفاضل مرتبه اول متغیرها	ADF
CO_2	۱/۶۲-	ΔCO_2	۵/۷۳-
GDP	۲/۴۶-	ΔGDP	۳/۳۴-
$(GDP)^2$	۲/۴۳-	$\Delta (GDP)^2$	۳/۳۵-
E	۳/۳۶-	ΔE	-
DOM	۱/۹۶-	ΔDOM	۶/۴۲-
PRI	۱/۸۲-	ΔPRI	۶/۵۶-
M^3	۱/۶۵-	ΔM^3	۵/۰۷-
RR	۱/۱۰-	ΔRR	۴/۵۰-
FDI	۴/۲۵-	ΔFDI	-
TR	۲/۲۸-	ΔTR	۴/۴۷-

اولین مرحله در تکنیک ARDL این است که وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور باید عدد یک را از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر کرده و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم کرد. مقدار آماره این آزمون توسط خود نرم افزار محاسبه شده و همان آماره آزمون t معنی داری ضریب ECM است. فرضیه صفر در این حالت بیانگر این است که هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود ندارد و فرضیه مقابل بیانگر وجود رابطه هم‌انباشتگی یا بلندمدت است. در این حالت اگر قدرمطلق t بدست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر^۱ بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

در جداول مربوط به برآورد مدل‌ها (جدول ۲) در قسمت آماره t -student، مقدار این آماره به طور مجزا گزارش شده است که بیانگر وجود رابطه هم‌انباشت‌کننده بلندمدت میان متغیرها در تمام مدل‌ها است.

در مرحله بعد، پس از مشخص شدن وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، می‌توان مدل را برآورد نمود. برای این کار ابتدا باید طول وقفه بهینه را براساس یکی از معیارهای شوارتز-بیزین (SBC)، آکاییک (AIC) و یا هنان کویین (HQ) مشخص نمود. به منظور انتخاب طول وقفه بهینه در مدل‌های برآوردی، از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده شده است. این معیار به عنوان یک معیار صرفه‌جو، کمترین طول وقفه ممکن را انتخاب می‌کند. معمولاً در نمونه‌هایی با حجم کم از این معیار برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده می‌شود.

حال می‌توان مدل را برآورد کرد. با وجود معیارهای مختلف برای توسعه مالی و همچنین آزمون وجود فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) در ایران، ۱۸ مدل مختلف برآورد شده است. نتایج برآوردهای کوتاه‌مدت و بلندمدت تمام مدل‌ها اغلب مشابه بودند. تنها تفاوت مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در مقدار عددی ضرایب آنها است که در اکثر حالات، ضرایب کوتاه‌مدت کوچکتر از بلندمدت هستند. بنابراین تنها نتایج بلندمدت مدل‌ها در زیر آورده شده است. دوره زمانی مدل‌هایی که در آنها نرخ ذخیره قانونی به عنوان شاخص توسعه مالی بکار رفته است (مدل‌های ۶، ۱۰، ۱۲ و ۱۵)، به علت داده‌های در دسترس، از سال ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۷ است. دوره زمانی بقیه مدل‌ها ۲۰۰۷-۱۹۷۱ می‌باشد. همچنین نتایج مربوط به مدل ECM نیز در تمام مدل‌ها برآورد شده است. این ضریب نشان می‌دهد که در صورت بروز یک شوک در کوتاه‌مدت،

1. Banerjee, Dolado and Master

سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت به چه میزان است. همچنین آزمون‌های تشخیص و ثبات نیز برای اطمینان از خوبی برازش مدل‌ها انجام شده است. آزمون‌های تشخیص، خودهمبستگی سریالی، فرم تبعی، نرمالیتی و ناهمسانی واریانس را مورد بررسی قرار می‌دهد. آزمون‌های ثبات نیز شامل نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ است. اگر نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ درون پیوندهای بحرانی سطح ۵٪ معنی‌داری قرار گیرند، فرضیه صفر، مبنی بر ثبات تمام ضرایب در مدل رگرسیونی را نمی‌توان رد کرد. براساس نتایج نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ ضرایب در تمام مدل‌های برآوردی باثبات است. نتایج مربوط به ضرایب بلندمدت تمام مدل‌ها، ضریب ECM و آزمون‌های تشخیص در جدول ۲ آورده شده است.

در مدل‌های اول، دوم، هفدهم و هجدهم، نسبت تعهدات نقدینگی به تولید ناخالص داخلی ($M3$) به عنوان شاخص توسعه مالی در نظر گرفته شده است. ضریب این متغیر در این مدل‌ها به ترتیب $-0/39$ ، $-0/36$ ، $-0/38$ و $-0/36$ است. به عنوان مثال در مدل اول، در حالی که فرضیه EKC رد می‌شود، ضریب منفی و معنی‌دار ($M3$) نشان می‌دهد که ۱٪ افزایش در نسبت تعهدات نقدینگی به GDP به طور متوسط در بلندمدت سبب $0/39$ درصد کاهش انتشار سرانه CO_2 می‌گردد. بنابراین افزایش میزان توسعه مالی از طریق افزایش ($M3$) در ایران می‌تواند منجر به کاهش انتشار CO_2 شود. از طرفی ضرایب درآمد سرانه و مجذور درآمد سرانه در مدل معنی‌دار نیست. بدین معنی که فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در ایران صادق نیست. همچنین ضریب مصرف انرژی در مدل اول $0/52$ بوده و مثبت و معنی‌دار است. بدین معنی که در بلندمدت یک درصد افزایش در مصرف انرژی به طور متوسط سبب $0/52$ درصد افزایش در انتشار CO_2 می‌شود. همچنین ضریب منفی و معنی‌دار درصد بازبودن تجاری (TR) نشان‌دهنده این است که یک درصد افزایش در درجه بازبودن تجاری در ایران به طور متوسط سبب کاهش $0/19$ درصدی انتشار CO_2 می‌شود. همچنین در این مدل ضریب ECM، $-0/63$ بدست آمده است. بدین معنی که در صورت بروز یک شوک در کوتاه‌مدت، سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت در هر دوره به طور متوسط 63 درصد است. ضریب ECM در مدل‌های دوم و هفدهم و هجدهم نیز به لحاظ عددی و تفسیر تقریباً مشابه مدل اول است. همچنین در این مدل نتایج آزمون‌های تشخیص نیز نشانگر خوبی برازش مدل است. بدین معنی که در مدل خودهمبستگی سریالی، فرم تبعی نامناسب، عدم نرمالیتی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد.

در مدل‌های سوم، هفتم، یازدهم و شانزدهم، نسبت اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (*PRI*) به عنوان شاخص توسعه مالی در نظر گرفته شده است. ضریب عددی این متغیر در مدل‌های مذکور به ترتیب ۰/۳، -۰/۳۵، -۰/۳۳ و ۰/۲۷- است. به عنوان مثال در مدل سوم، ضریب منفی و معنی‌دار آن بدین معنی است که یک درصد افزایش در توسعه مالی از طریق افزایش این نسبت، به طور متوسط سبب کاهش ۰/۳ درصدی در انتشار CO_2 در بلندمدت می‌شود. در این مدل با افزایش یک درصدی درآمد سرانه، انتشار CO_2 به طور متوسط در بلندمدت به میزان ۱/۲۷ درصد افزایش می‌یابد. همچنین ضریب مثبت و معنی‌دار مصرف انرژی نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در مصرف انرژی به طور متوسط در بلندمدت سبب ۰/۶۱ درصد افزایش در انتشار CO_2 می‌شود. درجه بازبودن تجاری در این مدل معنی‌دار نیست. ضریب *ECM* در این مدل ۰/۴۹- است که نشانگر سرعت تعدیل کمتری نسبت به دو مدل اول است. همچنین ضریب *ECM* در مدل‌های هفتم، یازدهم و شانزدهم به ترتیب ۰/۵، -۰/۵۴ و ۰/۲۷- است. نتایج آزمون تشخیص نیز در این مدل مناسب است.

چنانکه گفته شد، انتظار می‌رود با افزایش *FDI* میزان آلودگی محیطی کاهش یابد؛ اما ضریب *FDI* در ایران در هیچ کدام از مدل‌های برآوردی معنی‌دار نیست. بدین معنی که *FDI* در بلندمدت نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییر آلودگی محیطی در ایران ندارد. با توجه به حجم کم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران می‌توان گفت که نتایج مدل در مورد عدم تأثیر *FDI* در میزان آلودگی محیطی، منطقی است. به عنوان مثال در مدل چهارم ضریب متغیر *FDI* در بلندمدت رد می‌شود. همچنین در این مدل، متغیرهای درآمد سرانه و مصرف انرژی با اندکی تغییر مشابه مدل سوم است. ضریب *TR* نیز مانند مدل سوم رد می‌شود. در این مدل ضریب *ECM*، ۰/۳۷- شده که نشانگر این است که سرعت تعدیل نسبت به مدل‌های قبل کمتر است. این نتیجه با توجه به رد ضرایب *FDI* و *TR* منطقی به نظر می‌رسد.

در مدل‌های پنجم، نهم، سیزدهم و چهاردهم، نسبت کل اعتبارات ایجاد شده به وسیله بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی (*DOM*) به عنوان شاخص توسعه مالی، در نظر گرفته شده است. ضریب عددی این متغیر در مدل‌های مذکور به ترتیب ۰/۲۶، -۰/۲۷، -۰/۲۶ و ۰/۲۵- است. به عنوان مثال در مدل پنجم ضریب منفی و معنی‌دار *DOM* بدین معنی است که با افزایش یک درصدی این نسبت، میزان انتشار CO_2 به طور متوسط در بلندمدت به میزان ۰/۲۶ درصد کاهش

بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست‌محیطی ... ۴۱

می‌یابد. همچنین در این مدل ضریب درآمد سرانه $0/78$ است که نسبت به مدل‌های قبلی مقدار عددی این ضریب کوچکتر است. ضریب مصرف انرژی نیز در این مدل تقریباً مشابه مدل چهارم است. ضریب TR در این مدل مانند دو مدل اول منفی و معنی‌دار است. بدین معنی که با افزایش یک درصدی در درجه بازبودن تجاری، میزان انتشار آلودگی به میزان $0/16$ درصد کاهش می‌یابد. ضریب ECM در مدل‌های پنجم، نهم، سیزدهم و چهاردهم به ترتیب $-0/69$ ، $-0/69$ ، $-0/7$ و $-0/7$ است. ضریب ECM در این مدل‌ها تقریباً مشابه دو مدل اول است. اما مقدار عددی آن نسبت به مدل‌های قبلی بیشتر است که نشان‌دهنده سرعت تعدیل بیشتر در این مدل‌ها است.

در مدل‌های ششم، دهم، دوازدهم و پانزدهم، انحراف از میانگین نرخ ذخیره قانونی (RR) به عنوان شاخص سرکوب مالی (عکس توسعه مالی)، در نظر گرفته شده است. مقدار عددی ضرایب در مدل‌های مذکور به ترتیب $0/008$ ، $0/008$ ، $0/007$ و $0/007$ است. به عنوان مثال در مدل ششم ضریب نرخ ذخیره قانونی $0/008$ است. مقدار این ضریب بسیار کوچک است که نشان‌دهنده این است که یک درصد افزایش در نرخ ذخیره قانونی سبب افزایش $0/008$ درصدی در انتشار آلودگی می‌شود که مقدار بسیار ناچیزی است. در واقع نرخ ذخیره قانونی نقش ناچیزی در انتشار CO_2 ایفا می‌کند. بنابراین در این حالت با افزایش نرخ ذخیره قانونی و در نتیجه افزایش سرکوب مالی (کاهش میزان توسعه مالی)، انتشار CO_2 افزایش می‌یابد. ضریب درآمد سرانه و مصرف انرژی مانند تمام مدل‌های فاقد مجذور درآمد سرانه، در این مدل نیز معنی‌دار است و ضریب TR در این مدل مشابه مدل سوم و چهارم بی‌معنی است. ضریب ECM نیز در این مدل‌ها تقریباً مشابه دو مدل اول است.

جدول ۲. نتایج بلندمدت مربوط به برآورد مدل ARDL

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم	مدل ششم
<i>INTERCEPT</i>	۱۹/۵۳۵ [۰/۷۳۹]	-۶/۹۳۴*** [-۵/۱۹۲]	-۱۰/۷۵۸*** [-۶/۶۷۸]	-۱۱/۷۸۹*** [-۴/۸۶]	-۶/۲۵۲*** [-۴/۳۱۸]	-۱۰/۳۱۵*** [-۷/۴۲۷]
<i>GDP</i>	-۶/۱۹۶ [-۰/۸۷۲]	۰/۹۲۹*** [۵/۲۱۸]	۱/۲۷۴*** [۴/۸۳۳]	۱/۵۱۳*** [۳/۶۲۲]	۰/۷۸۲۲*** [۴/۲۴۴]	۱/۱۰۲*** [۵/۱۴۹]
$(GDP)^2$	۰/۴۷۹ [۱/۰۰۲]	NA	NA	NA	NA	NA