پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی – پژوهشی

دوره سیزدهم، شماره‌ی۲۶، نیمه ی دوم ۱۳۹۷

ثبات مالی، مصرف انرژی، رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست: شواهدی جدید از ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۰۶

مجید آقایی [*]

مهدیه رضا قلی زاده [**]

سیده مریم حسینی [***]

چکیده :

علیرغم اهمیت رابطه بین ثبات مالی، مصرف انرژی، رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست در سیاستگذاری-های اقتصادی، در ادبیات اقتصادی موجود در کشور به این موضوع پرداخته نشده است. به همین منظور در این مطالعه به بررسی تأثیر ثبات سیستم مالی، مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی بر کیفیت محیط زیست (انتشار CO_2) در ایران پرداخته می‌شود. برآورد رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین این متغیرها در چارچوب الگوی سری زمانی چندمتغیره طی دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۵، با استفاده از روش آزمون کرانه‌ای خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی و بررسی رابطه علیت بین این متغیرها با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو صورت گرفته است. یافته‌های تحقیق بیانگر این است که در بلندمدت ثبات مالی تاثیر معناداری بر بهبود کیفیت محیط زیست در ایران نداشته است در حالی که رشد اقتصادی، تراکم جمعیت و مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر دارای تأثیر گذاری منفی و معنادار بر کیفیت محیط زیست می باشند. همچنین بر اساس این نتایج، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر مثبت و معنادار بر بهبود کیفیت محیط زیست در ایران دارد. از سوی دیگر نتایج حاصل از این پژوهش وجود فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ایران طی دوره مورد بررسی را با در نظر گرفتن متغیرهای ثبات مالی و مصرف انرژی تایید می‌نماید. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت مجموعه‌ای از سیاست‌های مالی، اقتصادی، جمعیتی و عرضه انرژی به منظور کاهش تاثیرات منفی آلودگی محیط زیست توسط سیاستگذاران ضروری به نظر می‌رسد.

واژه‌های کلیدی: ثبات مالی، کیفیت محیط زیست، مصرف انرژی، فرضیه زیست محیطی کوزنتس، ARDL Bounding Test

طبقه‌بندی JEL: K32 ، C22 ، D63

---

[*] نویسنده مسئول ، استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران m.aghaei@umz.ac.ir

[**] استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران ،بابلسر، ایران m.gholizade@umz.ac.ir

[***] دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصاد و اداری، دانشگاه مازندران ، بابلسر، ایران Hoseini_economic@yahoo.com

۱- مقدمه

تحرک پس‌اندازها و تخصیص منابع مالی به بخش‌هایی از اقتصاد که از بهره‌وری بالاتری برخوردار هستند، از کارکردهای مهم و حیاتی بخش مالی محسوب می‌شود که می‌تواند موجب افزایش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه رشد اقتصادی گردد. با توجه به اهمیت سیستم مالی در اقتصاد، گلداسمیت[۱] (۱۹۶۹)، مکینون[۲] (۱۹۷۳) و کینگ و لوین[۳] (۱۹۹۳) از سیستم مالی پویا و سالم به موتور رشد اقتصادی تعبیر می‌کنند و بستر سازی شرایط باثبات در بخش مالی را از مهم‌ترین فاکتورهای لازم برای حرکت به سمت رشد پایدار و توسعه همه‌جانبه کشورها به‌ویژه کشورهای در حال توسعه، قلمداد می کنند. در متون اقتصادی، ثبات مالی به شرایطی اطلاق می‌شود که سیستم مالی بدون هیچ مشکل و نارسایی قادر به ایفای وظیفه‌اش در تخصیص منابع اقتصادی و مدیریت ریسک‌ها و همچنین عملکرد موثر سیستم پرداخت‌ها بوده و در عین حال از انعطاف پذیری لازم برای مواجهه با تکانه‌های وارده اعم از داخلی و خارجی برخوردار باشد. ثبات مالی به دلیل کاهش نرخ بهره وام‌های دریافتی توسط سرمایه گذاران باعث افزایش فعالیت های سرمایه گذاری شده و موجب تخصیص بهینه منابع موجود سرمایه گذاری به سمت کانال‌های با بهره وری بالاتر می‌گردد، در نتیجه سیستم مالی باثبات و کارآ عموما باعث افزایش کارآیی اقتصادی شده و فرآیند رشد اقتصادی را تقویت می‌کند. همچنین ثبات مالی با کارکردهایی نظیر تسهیل فعالیت‌های تجاری، مدیریت ریسک های موجود و نظارت بر عملکرد بنگاهها و سوق دادن آنها به سمت استفاده از تکنولوژی های طرفدار محیط زیست نیز می‌تواند باعث افزایش رشد اقتصادی گردد (سامیا نسرین و همکاران[۴]، ۲۰۱۷).

---

[1] Goldsmith (1969)
[2] McKinnon (1973)
[3] King and Levine (1993)
[4] Samia Nasreen et al. (2017)

همزمان با افزایش رشد تولیدات صنعتی و افزایش رشد اقتصادی، تغییرات زیست محیطی به ویژه تغییرات اقلیمی و گرمایش جهانی جوامع بین‌المللی را با مشکلات عمده‌ای مواجه ساخته است، به گونه‌ای که بر اساس آمارهای بین‌المللی غلظت گازهای گلخانه‌ای در کره زمین طی دهه‌های اخیر ۳۵ درصد و دمای زمین نیز حدود یک درجه سانتیگراد افزایش یافته است. همچنین مطالعات نشان می‌دهد که میانگین تغییرات درجه حرارت زمین در سال‌های ۱۸۶۰ تا ۱۹۳۰ بسیار کم بوده است ولی در دو دهه اخیر افزایش سریعی داشته است (IPCC, ۲۰۰۱). بر همین اساس با افزایش این نگرانی ها، توجه به میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای از منابع مختلف انرژی و تلاش در جهت کنترل آنها مورد توجه اغلب کشورها و نهادهای بین‌المللی قرار گرفته است. یکی از راهکارهای بهبود کیفیت محیط زیست که اخیرا مورد توجه اغلب کشورها واقع شده است، استفاده از ظرفیت‌های سیستم مالی می‌باشد. با توجه به مطالعات انجام شده قبلی نظیر داسگوپتا و همکاران[1] (۲۰۰۱) و بلانچارد و لاگونا[2] (۲۰۱۰)، سیستم مالی می‌تواند نقش مهم و تأثیرگذاری در کاهش انتشار آلاینده‌ها داشته باشد. زیرا توسعه بیشتر بخش مالی و به دنبال آن ثبات مالی می‌تواند انگیزه‌های مالی و اعتبار لازم را برای بنگاه‌ها فراهم کند تا از تکنولوژی‌های طرفدار محیط زیست در فرآیند تولید استفاده کنند. همچنین بخش مالی توسعه یافته باثبات از طریق تخصیص بهینه منابع مالی می‌تواند به عنوان یک محرک مهم در افزایش رشد اقتصادی عمل کند و در سطوح بالاتر منجر به کاهش تخریب‌های زیست محیطی گردد.

در کشورهای درحال توسعه نظیر ایران علی‌رغم اهمیت رابطه بین کیفیت محیط زیست و ثبات مالی، این مسئله مورد غفلت واقع شده و مطالعاتی که به بررسی اثر عوامل موثر بر کیفیت محیط زیست (انتشار دی‌اکسیدکربن) پرداخته اند، تنها عواملی نظیر رشد اقتصادی، مصرف کل انرژی و رشد جمعیت را مد نظر قرار داده‌اند، در حالی

[1] Dasgupta et al (2001)
[2] Blancard and Laguna (2010)

که توجه به ثبات مالی در کنار رشد اقتصادی و مصرف انرژی به تفکیک تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و اثرات آنها بر کیفیت محیط زیست می‌تواند حائز اهمیت باشد. به همین منظور در این تحقیق، سعی بر آن است تا تاثیر ثبات مالی برکیفیت محیط زیست در ایران با در نظر گرفتن عوامل مهم اجتماعی و اقتصادی نظیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، رشد اقتصادی و تراکم جمعیت طی دوره زمانی ۱۳۵۹-۱۳۹۵با توجه به محاسبه شاخصی جامع برای ثبات مالی مورد بررسی قرار گیرد. نتایج این تحقیق می‌تواند سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان را در تدوین و اجرای سیاست‌های مناسب مالی، انرژی و محیط زیستی برای رسیدن به رشد و ثبات اقتصادی پایدار یاری نماید.

۲- ثبات مالی و کیفیت محیط زیست

در طول سه دهه گذشته بازارهای مالی به دلیل مقررات زدایی، آزاد سازی، جهانی شدن و پیشرفت در اطلاعات و فناوری های رایانه‌ای، دستخوش دگرگونی شدید و رشد و گسترش سریعی شده‌اند. جریان‌های سرمایه افزایش شدیدی پیدا کرده است، بازارها، ابزارهای مالی جدید و پیچیده‌ای را توسعه داده‌اند و سهولت و سرعت انجام معاملات مالی بسیار افزایش یافته است. گرچه در مجموع، این تغییرات در بازارهای مالی مفید واقع شده و سبب توزیع کارآتر سرمایه شده است، اما این تغییرات با ورشکستگی‌های مالی مکرر نیز همراه بوده است. برای نمونه می‌توان به این موارد اشاره کرد: تغییرات شدید قیمت در بازارهای دارایی ایالات متحده آمریکا در سال ۱۹۸۷ (دوشنبه سیاه) و ۱۹۹۷، آشفتگی بازار اوراق قرضه در کشورهای گروه۱۰[1] در سال ۱۹۹۴ و ایالات متحده آمریکا در سال های ۱۹۶۶ و ۲۰۰۸، بحران‌های پولی در مکزیک (۱۹۹۵-۱۹۹۴)، آسیا (۱۹۷۷) و روسیه (۱۹۹۸)، نوسانات پولی دهه ۱۹۹۰ و بی ثباتی بازارهای دارایی جهان

[1] . گروه ده یا جی-ده (G-10) مشتمل از اعضای صندوق بین المللی پول (بلژیک، کانادا، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، هلند، بریتانیا و ایالات متحده آمریکا) و بانک مرکزی دو کشور آلمان و سوئد است و در سال ۱۹۶۲ بنا نهاده شد، که این کشورها قبول کردند تا منابع صندوق بین المللی پول را تامین کنند.

در سال‌های ۲۰۰۰ و ۲۰۰۱. برخی از شواهد ذکر شده نه تنها تهدیدی برای اقتصادهای ملی و منطقه ای و همچنین اقتصاد جهانی محسوب می‌شوند، بلکه اهمیت وجود ثبات مالی در اهداف سیاست‌های اقتصادی را نیز برجسته می‌سازند.

ثبات سیستم مالی برای اقتصادی که بخواهد به اهداف رشد پایدار و تورم پایین دست یابد، حیاتی است. سیستم مالی پایدار و باثبات همچنین مقاوم و انعطاف پذیر[1] بوده و قادر است نوسانات در قیمت دارایی‌ها ناشی از شرایط پویای عرضه و تقاضای آن‌ها و به علاوه افزایش قابل توجه در عدم اطمینان را تحمل نماید. ثبات مالی حاوی مفهومی فراتر از عدم وقوع بحران است. در صورتی سیستم مالی باثبات است که دارای شرایطی به شرح زیر باشد (اسچیاناسی، ۲۰۰۵)[2] :

الف) تخصیص کارآی منابع اقتصادی (به صورت جغرافیایی و در طول زمان) و همچنین فرآیندهای دیگر اقتصادی و مالی (مانند پس انداز و سرمایه گذاری، وام دادن و وام گرفتن، خلق و توزیع نقدینگی، قیمت‌گذاری دارایی و در نهایت انباشت سرمایه و رشد تولید) را تسهیل سازد. ب) ارزیابی، اندازه‌گیری و مدیریت ریسک‌های مالی و ج) از توانایی سیستم در اجرای عملکردهای کلیدی آن، حتی در زمان‌هایی که با شوک‌های بیرونی و یا عدم تعادل‌ها روبه رو می شود، حفاظت نماید. به بیان دیگر، به دلیل آنکه سیستم مالی شامل مجموعه‌ای با اجزای متفاوت اما به یکدیگر وابسته شامل زیرساخت ها(سیستم های قانونی، پرداخت‌ها، تسویه و حسابداری)، نهادها (بانک‌ها، بنگاه‌های تضامنی، سرمایه‌گذاران بین‌المللی) و بازارها (سرمایه، اوراق بهادار، پول و مشتقات) است، اختلال در هریک از اجزای سیستم می‌تواند ثبات کل سیستم را از بین ببرد. به هر حال، اگر سیستم به اندازه کافی خوب کار کند، به طوری که اصلی‌ترین عملکردهای تسهیلاتی خود را انجام دهد، آنگاه حتی اگر یکی از اجزای سیستم مشکلی را تجربه کند، چنین مشکلی ضرورتاً تهدیدی برای ثبات کل سیستم به حساب نمی‌آید. لازمه

---

[1] Resilient
[2] Schianasi (2005)

ثبات مالی، فعالیت دائمی تمام اجزای سیستم مالی در نقطه اوج یا نزدیک به آن نیست، ولی سیستم مالی با ثبات این توانایی را دارد که تا حدودی عدم تعادل‌ها را از طریق سازوکارهای خود اصلاحی، پیش از آنکه عدم تعادل‌ها تبدیل به بحران شوند، محدود و برطرف نماید.

در سال‌های اخیر تعدادی از محققان مانند تامازین و همکاران[۱](۲۰۰۹)، تامازین ورائو[۲] (۲۰۱۰)، ژنگ[۳] (۲۰۱۱)، جلیل وفریدان[۴] (۲۰۱۱)، شهباز و همکاران[۵] (۲۰۱۱) توسعه مالی و به دنبال آن ثبات مالی را به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر ترجیحات زیست محیطی مورد توجه قرار داده‌اند. مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که درجه بالایی از ثبات مالی، تخریب‌های زیست محیطی را کاهش می‌دهد. تحلیل‌های تامازین و همکاران (۲۰۰۹)، نشان می‌دهد که آزادسازی مالی و ثبات مالی از عوامل اساسی در کاهش انتشارCO_2 هستند. بنابراین سیاست‌هایی که به آزادسازی و ثبات مالی منجر می‌شوند به دلیل جذب سطوح بالایی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مربوط به فعالیت‌های R&D می‌توانند تخریب‌های زیست محیطی را کاهش دهند.

ثبات مالی به دلیل این که می‌تواند تامین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری طرفدار محیط زیست را تسهیل کند، ابزاری مهم در کاهش انتشار آلاینده‌ها محسوب می-شود(ریچارد،۲۰۱۰). نتایج مطالعات داسگوپتا و همکاران[۶] (۱۹۹۷)، لانوئی و همکاران (۱۹۹۸)، ریچارد (۲۰۱۰) و شهباز (۲۰۱۱) نشان می‌دهد که بازارهای سرمایه به عنوان یک بخش جدایی‌ناپذیر سیستم مالی، نسبت به انتشار اطلاعات مربوط به ترجیحات زیست محیطی بنگاهها واکنش نشان می‌دهند. بازارهای مالی این انگیزه را برای بنگاهها ایجاد می‌کنند که درمقابل محیط زیست احساس مسئولیت کنند. آن‌ها این توانایی را

---

[1] Tamazian ، et al (2009)
[2] Tamazian and Rao (2010)
[3] Zhang (2011)
[4] Jalil and Feridun (2011)
[5] Shahbaz، et al (2011)
[6] Dusgupta، et al (1997)

دارند که بنگاهها را بعد از سوانح زیست محیطی مانند سرازیر شدن نفت ویا انفجار مواد شیمیایی مجازات کنند و به بنگاههایی که دارای ترجیحات زیست محیطی بهتری هستند، پاداش دهند. البته میزان این تنبیه‌ها وتشویق‌ها به کیفیت بازارهای مالی و اهمیتی که سرمایه‌گذاران به مسائل زیست محیطی می‌دهند، بستگی دارد. این مطالعات نشان می‌دهد که ارتباط مستقیمی بین عملکرد زیست محیطی بنگاه و ارزش بازاری سهام آنها وجود دارد. در یک بازار مالی کارآ و با ثبات، ترجیحات زیست محیطی بد(خوب) به کاهش(افزایش) ارزش بازاری سهام منجر می‌شود. همچنین بخش مالی توسعه یافته، پروژه‌های سرمایه‌گذاری را بررسی می‌کند و در شرایط اطلاعات متقارن منابع مالی را به پروژه‌های دوستدار محیط زیست ارائه می‌کند که به کاهش انتشار CO_2 منجر می‌شود. داسگوپتا و همکاران (۱۹۹۷)، در مطالعه خود نشان دادند که بازارهای سرمایه نسبت به اعلان پاداش‌ها و به رسمیت شناختن صریح ترجیحات زیست محیطی برتر به طور مثبت (افزایش درارزش بازاری بنگاه) و نسبت به شکایات شهروندان و حوادث زیست محیطی مضر به طور منفی (کاهش درارزش بازاری بنگاه) واکنش نشان می‌دهند. وی بیان می‌کند که اثر اخبار زیست محیطی دقیق بنگاه‌ها بر ارزش بازاری آن‌ها ممکن است از طریق کانال‌های مختلف صورت بگیرد. سطح بالایی از شدت آلودگی ممکن است بی‌کفایتی (کم بازدهی) فرآیند تولید را به سرمایه‌گذاران اخطار دهد، همچنین ممکن است منجر به از دست دادن شهرت، اعتبار و... بنگاه مقصر شود. از طرف دیگر، اعلان ترجیحات زیست محیطی خوب یا سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های پاک می‌تواند تأثیر معکوس داشته باشد. بنابراین بازارهای سرمایه چنانچه درست اطلاع رسانی کنند، می‌توانند انگیزه‌های مالی و اعتباری مناسب را برای کنترل آلودگی فراهم کنند. از این رو ناتوانی نهادها در کشورهای در حال توسعه برای فراهم کردن انگیزه به منظور تلاش برای کنترل آلودگی، ازطریق کانال‌های سنتی جریمه‌ها و مجازات‌ها ممکن است یک مانع جدی برای کنترل آلودگی آن طور که بحث می‌شود، نباشد. به دلیل اینکه مجازات‌های تحمیل شده توسط ناظران محیط زیست بر بنگاهها

به طور قابل توجهی کمتر از هزینه‌های سرمایه‌گذاری برای کنترل آلودگی می‌باشد، از این رو در سال‌های اخیر ناظران محیط زیست اجرای استراتژی انتشار اطلاعات مربوط به ترجیحات زیست محیطی بنگاهها به جامعه و بازارها (سرمایه‌گذاران و مصرف-کنندگان) را شروع کردند تا انگیزه‌های کنترل آلودگی را بیشتر کنند. در طول دوره بی‌ثباتی مالی، بنگاهها به دلیل دسترسی کمتر به وجوه سرمایه از نظر مالی ضعیف‌تر هستند و مراقبت کمتری از محیط زیست انجام می‌دهند تا تولید و سودشان را افزایش دهند. عدم تقارن اطلاعات باعث افزایش طول دوره بحران مالی شده و به دلیل عدم شناسایی مناسب بنگاه‌هایی که ترجیحات زیست محیطی خوبی دارند، مکانیسم تنبیه وتشویق را با مشکل مواجه می‌کند. بنابراین می‌توان انتظار داشت، فشارهای زیست محیطی بر بنگاه‌ها وقتی که بازارهای مالی باثبات‌تر(بی‌ثبات تر) هستند، قوی‌تر(ضعیف-تر) می‌شود (اصغرپور و همکاران،۱۳۹۲).

باید توجه داشت همانطور که امبک ولانوئی[1] (۲۰۱۱)، بیان کردند، عملکرد زیست محیطی بهتر می‌تواند عملکرد مالی بنگاهها را هم از طریق درآمد (به عنوان مثال: دسترسی بهتر به بازارهای خاص، تمایز محصولات، فروش تکنولوژی کنترل آلودگی و...) و هم از طریق هزینه (برای مثال: مدیریت ریسک ورابطه با سهامداران خارجی، هزینه-های مواد، انرژی و خدمات، هزینه سرمایه ونیروی کار) بهبود بخشد، بنابراین حتی در صورت نبود قوانین زیست محیطی، بنگاهها انگیزه دارند سطح آلودگی خود را کنترل کنند. همچنین در سال‌های اخیر، با افزایش رقابت بین بنگاهها و نیز افزایش سطح آگاهی‌های زیست محیطی مردم، تمایل مردم به استفاده از تکنولوژی‌های دوستدار محیط زیست در فرآیند تولید بیشتر شده است. بنابراین درست است که در کشورهای در حال توسعه قوانین بازدارنده زیست محیطی قوی و مناسبی وجود ندارد و جذب منابع مالی از سیستم مالی منوط به رعایت استانداردهای زیست محیطی نیست، ولی

[1] Ambec and Lanoei (2011)

چنانچه منابع مالی مورد نیاز بنگاه‌ها تامین شود، آن‌ها در جهت بالا بردن سطح تکنولوژی تولید و کاهش سطح آلودگی تولیدات حرکت خواهند کرد. برای این منظور ثبات مالی می‌تواند زمینه را برای استفاده از تجهیزات و تکنولوژی نوین با آلایندگی پایین فراهم نماید. علاوه براین در بخش مصرف انرژی و حمل و نقل نیز می‌تواند مصرف کالاهای انرژی بر و خودروهای با کیفیت و آلودگی کمتر را افزایش داده و سبب کاهش انتشار آلاینده‌ها شود. بدین ترتیب که ثبات مالی می‌تواند انگیزه خانوارها را برای استفاده از دستگاه ها و لوازم خانگی با استاندارد بالا و با قدرت انتشار آلایندگی کمتر افزایش داده و از این طریق با افزایش تقاضا و در نتیجه تولید و مصرف این لوازم انتشار آلودگی را در کشور کاهش دهد. بنابراین ثبات بیشتر بخش مالی می‌تواند انتشار آلاینده ها را هم در بخش تولید و هم در بخش مصرف به طور قابل توجهی کاهش دهد. برای این منظور کشورهایی نظیر کشور ایران می‌تواند از درآمدهای نفتی به عنوان یک منبع اضافی برای بهبود بخش مالی خود استفاده کند. به عبارتی چنانچه درآمدهای حاصل از صدور نفت خوب مدیریت شود، این درآمدها می‌تواند در ثبات و تقویت بخش مالی کشور نقش موثری ایفا نمایند و از این طریق موجبات کاهش آلودگی را فراهم نماید. البته باید خاطر نشان کرد که در کشورهای دارنده منابع نفتی، نفت ممکن است در مسیرگسترش مصرف مورد استفاده قرار گیرد. در نتیجه فشار مصرف می‌تواند با وجود تکنولوژی موجود و فرسودگی آن، آلودگی بیشتری را به دنبال داشته باشد.

۳- ادبیات تجربی پژوهش

در این قسمت از تحقیق به مرور مطالعات انجام شده مرتبط با موضوع تحقیق پرداخته می شود.

جدول (۱): مطالعات انجام شده قبلی مرتبط با موضوع تحقیق

مطالعات انجام شده خارجی			
نام	نمونه مورد بررسی و دوره زمانی	روش برآورد	نتایج
سامیا وهمکاران(۲۰۱۶)	پاکستان، هند، بنگلادش، سریلانکا (۲۰۱۲-۱۹۸۰)	ARDL	ثبات مالی موجب بهبود کیفیت محیط زیست می شود؛ در حالی که افزایش رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تراکم جمعیت در بلند مدت برای کیفیت محیط زیست زیان آور

			است. همچنین فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس تائید می شود.
بیگوم[1] و همکاران (۲۰۱۵)	مالزی (۱۹۷۰-۲۰۰۹)	ARDL	در طول دوره ۱۹۷۰-۱۹۸۰، کاهش تولید co_2 سرانه با افزایش GDP سرانه (رشد اقتصادی) کاهش می یابد، در حالی که از سال ۱۹۸۰ تا سال ۲۰۰۹ ، میزان تولید co_2 سرانه با افزایش GDP به شدت افزایش یافت.
شریف حسین[2] (۲۰۱۱)	کشورهای در حال توسعه (۱۹۷۱-۲۰۰۷)	پانل پویا و علیت گرنجر	مصرف انرژی هم در بلند مدت و هم در کوتاه مدت تأثیر قابل توجهی بر انتشار دی اکسید کربن دارد.
تین و پائو و مینگ تیسای (۲۰۱۱)	برزیل، روسیه ، هند وچین (۱۹۸۰-۲۰۰۷)	هم انباشتگی پانل و علیت گرنجر	یک رابطه علی دو طرفه بین انتشار CO_2 و FDI و یک رابطه علی یک طرفه از GDP به FDI وجود دارد. همچنین فرضیه های پناهگاه آلایندگی و منحنی زیست محیطی کوزنتس تائید می گردند.
محمد شهباز[3](۲۰۱۱)	پاکستان (۱۹۷۲-۲۰۰۹)	ARDL	بی ثباتی مالی، انتشار CO_2 را در پاکستان افزایش داده است. و فرضیه EKC نیز تائید می گردد.
مطالعات انجام شده داخلی			
سید مهدی ضیایی (۱۳۹۴)	۱۳کشور اروپایی و ۱۲کشور آسیای شرقی و اقیانوسیه (۱۹۸۹ –۲۰۱۱)	PVAR	با وجودی که مصرف انرژی و انتشار CO_2 بر شاخص های مالی نظیر اعتبار بخش خصوصی در هردو گروه ازکشورها بسیار برجسته نیست، قدرت شوک مصرف انرژی بر نرخ بازگشت سهام درکشورهای اروپایی بیشتر از کشورهای آسیای شرقی و اقیانوسیه است.
محمد حسین مهدوی عادلی و روح اله نظری (۱۳۹۴)	ایران (۱۳۹۲-۱۳۵۳)	تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته	مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست بر رشد اقتصادی تاثیر مثبت و معنادار دارد. همچنین اثررشد اقتصادی بر مصرف انرژی نیز مثبت و معنادار است و مصرف انرژی و رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر آلودگی محیط زیست دارند.
حری، جلایی و جعفری (۱۳۹۱)	ایران (۱۹۷۱-۲۰۰۷)	ARDL	توسعه مالی بیشتر در ایران سبب کاهش انتشار CO_2 میگردد و با افزایش مصرف انرژی در ایران، انتشار CO_2 افزایش می یابد. همچنین نتایج دال بر رد فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در بلند مدت می باشد.
امیر تیموری و خلیلیان (۱۳۸۸)	کشورهای عضو اوپک (۲۰۰۱-۲۰۰۶)	هم انباشتگی پانل	علیرغم وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحقیق، فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در نمونه مورد بررسی تایید نمی شود.

[1] Begum et al
[2] Sharif Hossain
[3] Muhammad Sahbaz (2011)

سلیمی فر و دهنوی (۱۳۸۷)	کشورهای درحال توسعه و عضو OECD (۲۰۰۵-۱۹۸۵)	هم انباشتگی پانلی	ضمن تایید منحنی زیست محیطی کوزنتس، در کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی منجر به تخریب محیط زیست و در کشورهای OECD منجر به بهبود محیط زیست می شود.
بهبودی، فلاحی و برقی گلعذانی(۱۳۸۷)	ایران (۱۳۴۶- ۱۳۸۳)	آزمون یوهانسون- جوسیلیو س	یک درصد افزایش در شدت استفاده از انرژی باعث افزایش ۰/۹۲ درصدی انتشار سرانه ی گاز دی اکسید کربن و آلودگی محیط زیست شده است. همچنین با افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی سرانه انتشار سرانه ی گاز دی اکسید کربن به مقدار۱/۳۱درصد افزایش داشته است.

منبع: گردآوری نویسندگان

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می شود، مطالعات انجام شده داخلی تاکنون به بررسی تأثیر همزمان ثبات مالی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر کیفیت محیط زیست و برآورد فرضیه زیست محیطی کوزنتس با در نظر گرفتن این عوامل نپرداخته‌اند. این در حالی است که به طور مجزا بین متغیرهای فوق مطالعاتی صورت گرفته است. همچنین با توجه به ماهیت سیستمی ثبات مالی، در این مطالعه شاخصی کلی و فراگیر از ثبات مالی با توجه به شاخص‌های مختلف زیربخش‌های سیستم مالی(نظیر بازار سرمایه، بازار پول و بخش بانکی) ارائه شده است که از نوآوری-های این تحقیق محسوب می‌شود.

۴ - ارائه مدل، بررسی داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق

۴-۱- ارائه مدل و توضیح متغیرها

با توجه به مطالعات انجام شده قبلی[۱] و مبانی نظری موجود، معادله تحقیق به منظور بررسی تأثیر ثبات مالی، رشد اقتصادی، تراکم جمعیت، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر بر کیفیت محیط زیست در ایران به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\ln Co_t = \gamma_0 + \gamma_1 AFSI_t + \gamma_2 \ln GDPPC_t + \gamma_3 \ln REC_t + \gamma_4 \ln NREC_t + \gamma_5 \ln PD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در ادامه تحقیق و به منظور بررسی وجود یا عدم وجود فرضیه زیست محیطی کوزنتس[۱] (EKC) با در نظر گرفتن متغیر ثبات مالی با توجه به مطالعه ریچارد[۲](۲۰۱۰)، تامازیان

[1] Shahbaz, 2013; Samia Nasreen et al., 2017; Shahbaz et all, 2012

و رائو[3](۲۰۱۰) و شهباز[4] (۲۰۱۳) از مدل رگرسیون (۲) استفاده خواهد شد. رابطه بین رشد اقتصادی وکیفیت محیط زیست به طور وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. تعدادی از این مطالعات بیان می‌کنند که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب‌های زیست محیطی از یک شکلU معکوس پیروی می‌کند. در ادبیات اقتصادی، این رابطه U معکوس به منحنی زیست محیطی کوزنتس(EKC) معروف است. براساس این نظریه در مراحل اولیه توسعه اقتصادی به دلیل عوامل مختلفی مانند الویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط زیست پاک، پایین بودن تکنولوژی، پایین بودن سطح آگاهی‌های زیست محیطی و ... رشد اقتصادی با افزایش تخریب‌های زیست محیطی همراه خواهد بود، اما بعد از رسیدن به یک سطح مشخصی از درآمد سرانه، این رابطه معکوس شده و افزایش رشد اقتصادی منجر به بهبود کیفیت محیط زیست خواهد شد که دلیل آن می‌تواند بالا رفتن سطح تکنولوژی تولید، افزایش آگاهی‌های زیست محیطی، تصویب و اجرای قوانین سختگیرانه زیست محیطی و... باشد. همچنین در سطوح درآمدی بالاتر، ساختار اقتصادی کشورها به سمت صنایع و فناوری‌های پاک حرکت می‌کند و توسعه بخش خدمات تغییر می‌کند که این خود می‌تواند یکی از دلایل کاهش آلودگی در سطوح درآمدی بالاتر باشد.

$$\ln Co_t = \tau_0 + \tau_1 AFSI_t + \tau_2 \ln GDPPC_t + \tau_3 (\ln GDPPC_t)^2 + \tau_4 \ln REC_t + \tau_5 \ln NREC_t + \gamma_6 \ln PD_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

در معادلات[5] (۱) و (۲):

---

[1] Environmental Kuznets Curve
[2] Richard
[3] Tamazian and Rao
[4] Shahbaz
[5] آمار مربوط به زیر شاخص‌های ثبات مالی و سایر متغیرهای مدل از مجموعه اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی، شاخص های توسعه بانک جهانی و داده‌های مربوط به مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر از ترازنامه‌ی انرژی ایران طی سال‌های مختلف استخراج شده است.

CO_t: متغیر وابسته تحقیق و بیانگر کیفیت محیط زیست می‌باشد. در این مطالعه از میزان انتشار گاز دی اکسید کربن[۱] سرانه بر حسب متریک تن به عنوان جانشینی برای شاخص کیفیت محیط زیست استفاده گردیده است.

$GDPPC_t$: تولید ناخالص داخلی سرانه بر حسب هزار ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشد که به عنوان جانشینی برای رشد اقتصادی به مدل اضافه شده است.

REC_t و $NREC_t$: به ترتیب بیانگر میزان کل مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر حسب تن معادل نفت خام می‌باشند.

PD_t: نشان‌دهنده تراکم جمعیت می‌باشد که برابر با میزان جمعیت به ازای هرکیلومتر مربع از مساحت کشور می‌باشد.

ε_t: جز اخلال تصادفی مدل و Ln و t به ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی و زمان (سال) می‌باشند.

$AFSI_t$[۲]: بیانگر شاخص ثبات مالی است. علیرغم اینکه سازمان‌های مختلف بین‌المللی نظیر صندوق بین‌المللی پول و بانک مرکزی اروپا، شاخص‌هایی را به منظور اندازه‌گیری ثبات مالی ارائه داده اند اما تنوع و گستردگی بحث ثبات و امنیت مالی باعث شده است تا شاخصی جامع و منسجم تاکنون برای آن ارائه نشود. در این مطالعه تلاش می‌شود تا با در نظرگرفتن بخش‌های مختلف سیستم مالی و جمع‌آوری زیرشاخص‌های مختلف آن، شاخصی جامع و کلی برای ثبات مالی ارائه شود[۳].

۴-۲- آماره های توصیفی متغیرهای تحقیق

خلاصه ای از آماره های توصیفی متغیرهای استفاده شده در این تحقیق نیز در جدول (۲) ارائه شده است.

---

[۱] . گاز دی اکسیدکربن مهم ترین گاز کلخانه‌ای است که منجر به تغییر آب و هوا و گرمایش کره زمین شده است . همچنین حدود ۶۰ درصد از آثار گازهای گلخانه‌ای ناشی از انتشار دی‌اکسیدکربن است و سهم بالایی را در ایجاد آلودگی آب و هوا دارد. از طرفی در بسیاری از مطالعات صورت گرفته در این حوزه نیز میزان این گاز به عنوان شاخص آلودگی در نظر گرفته شده است.

[2] Aggregate Financial Stability Indicator

[۳] نحوه محاسبه شاخص ثبات مالی به طور کامل در پیوست تحقیق توضیح داده شده است.

جدول (۲): خلاصه ای از آماره های توصیفی متغیرهای تحقیق

	مصرف سرانه انرژی تجدید پذیر (تن معادل نفت خام)	مصرف سرانه انرژی تجدید ناپذیر(تن معادل نفت خام)	ثبات (AFSI1) مالی	ثبات (AFSI2) مالی	سرانه تولید ناخالص داخلی (هزار ریال)	سرانه CO_2 (متریک تن سرانه)	تراکم جمعیت (کیلومتر مربع)
میانگین	۰/۱۳	۱/۱۸	۰/۰۰۳	۱۶E-۶۸/۱	۲۱۱۸۵/۹۵	۵/۳۸	۳۹۷۷۵۳۳۱
میانه	۰/۱۱	۱/۱۰	-۰/۱۵	-۱/۰۴	۱۹۵۱۸/۶۲	۴/۸۲	۳۹۹۹۴۱۲۶
ماکزیمم	۰/۲۵	۱/۸۶	۱/۴۵	۳/۴۲	۳۵۵۹۷/۲۶	۸/۸۹	۵۹۳۰۸۱۶۱
می نیمم	۰/۰۴	۰/۵۸	-۰/۶۵	-۱/۶۳	۱۴۳۶۴/۱۸	۲/۸۰	۱۹۲۱۵۳۹۹
انحراف استاندارد	۰/۰۶	/۴۱	۰/۵۷	۱/۶۸	۱۴۳۶۴/۱۸	۱/۹۲	۱۱۹۱۰۳۰۸
چولگی	۰/۴۸	۰/۲۳	۱/۰۶	۰/۷۹	۰/۸۸	۰/۲۷	-۰/۰۷۰۷۲۶
کشیدگی	۱/۸۹	۱/۶۳	۳/۴۰	۲/۱۴	۳/۵۶	۱/۶۰	۱/۸۴۷۲۵۱
تعداد مشاهدات	۳۷	۳۷	۳۷	۳۷	۳۷	۳۷	۳۷

منبع: محاسبات تحقیق

همانطورکه در جدول (۲) مشاهده می‌شود، میانگین مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدناپذیر برابر با۱/۱۸ (تن معادل نفت خام) می‌باشد در حالی که میانگین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر برابر با ۰/۱۳ می باشد. میانه شاخص ثبات مالی در هر دو روش محاسبه این شاخص منفی و حاکی از این است که ۵۰ درصد مشاهدات ثبات مالی منفی هستند و در حداقل پنجاه درصد از مشاهدات مربوط به این متغیر بی‌ثباتی مالی وجود داشته است.

۴-۳- روش شناسی تحقیق

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل تجربی رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای ثبات مالی، مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر، مصرف سرانه انرژی تجدیدناپذیر، چگالی جمعیت، رشد اقتصادی با انتشار سرانه CO_2 در اقتصاد ایران در قالب الگوهای سری زمانی، از روش آزمون کرانه‌ای خودرگرسیون برداری با وقفه‌های گسترده[1] ارائه شده توسط پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱)، با توجه به مزیت های آن نسبت به سایر روش-

[1] ARDL Bounding Test
[2] Pesaran et al. (2001)

های قبلی برآورد هم‌انباشتگی مانند روش یوهانسون و تودا یاماموتو، استفاده گردید.(هریس و سولیس[1]، ۲۰۰۳). روش ARDL bounding test در یک چارچوب کلی به جزیی[2]، بهترین و مناسب‌ترین وقفه را برای فرایند تجزیه و تحلیل داده‌ها انتخاب می‌کند و تعدیل مناسب وقفه‌ها در این مدل باعث تصحیح مشکلات درونزایی[3] و خودهمبستگی سریالی به طور همزمان می‌شود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). مدل تصحیح خطای غیرمقید[4] (UECM) مورد استفاده در این تحقیق به منظور بررسی روابط پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها به صورت زیر است:

$$\Delta \ln CO_t = \lambda_0 + \lambda_{co} \ln CO_{t-1} + \lambda_{AFSI} AFSI_{t-1} + \lambda_{GDPPC} \ln GDPPC_{t-1} +$$
$$\lambda_{REC} \ln REC_{t-1} + \lambda_{NREC} \ln NREC_{t-1} + \lambda_{PD} \ln PD_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \theta_1 \Delta \ln CO_{t-i} +$$
$$\sum_{i=0}^{k} \theta_2 \Delta AFSI_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \theta_3 \Delta lnGDPPC_{t-i} +$$
$$\sum_{i=0}^{k} \theta_4 \Delta lnREC_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \theta_5 \Delta lnNREC_{t-i} +$$
$$\sum_{i=0}^{k} \theta_6 \Delta lnPD_{t-i} + e_t \qquad (۳)$$

در این معادله، Δ عملگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد و e_t نیز جزء اخلال مدل در زمان t می‌باشد. نماد Ln نیز نشان‌دهنده مقادیر لگاریتمی متغیرها می‌باشد. روش ARDL Bounding test بطور کلی بر اساس آماره F مشترک[5] بوده و توزیع مجانبی این آماره، غیراستاندارد و تحت فرضیه صفر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. تخمین معادله (۳) به منظور آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بر اساس معناداری آماره F مشترک ضرایب متغیرهای با وقفه موجود در مدل صورت می‌گیرد. برای مثال آزمون فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین انتشار CO_2 با مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر، مصرف سرانه انرژی تجدیدناپذیر، رشد اقتصادی، میزان چگالی جمعیت و ثبات مالی عبارتست از:

---

[1] Harris and Sollis (2003)
[2] General-to-specific framework
[3] Endogeneity
[4] Unrestricted Error Correction Model
[5] Joint F-statistic

فرضیه H_0 : عدم وجود رابطه بلندمدت :

$$H_0 : \lambda_{CO} = \lambda_{AFSI} = \lambda_{REC} = \lambda_{NREC} = \lambda_{PD} = \lambda_{GDPPC} = 0$$

فرضیه H_1 : وجود رابطه بلندمدت :

$$H_1 : \lambda_{CO} \neq \lambda_{AFSI} \neq \lambda_{EC} \neq \lambda_{NREC} \neq \lambda_{PD} \neq \lambda_{GDPPC} \neq 0$$

برای اظهار نظر در مورد آزمون‌های فرضیه بالا از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل کرانه بحرانی بالا[۱] (UCB) و کرانه بحرانی پائین[۲] (LCB) می‌باشند که به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرند. با توجه به اینکه مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) برای نمونه‌های با حجم بزرگ (T=500 تا T=40000) مناسب می‌باشند و استفاده از آن ممکن است باعث نتایج غیرقابل اطمینان در تشخیص رابطه بلندمدت بین متغیرها در نمونه‌های کوچک گردد، بنابراین از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط نارایان[۳] (۲۰۰۵) نیز به منظور اطمینان از نتایج به دست آمده استفاده گردید (مقادیر بحرانی نارایان نمونه های بین ۳۰ تا ۸۰ نتایج بهتری ارائه می دهد)[۴].

بعد از بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین ثبات مالی، انرژی و سایر عوامل تاثیرگذار بر کیفیت محیط زیست، می‌توان به بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای موجود در مدل نیز پرداخت. رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها بر اساس مدل تصحیح خطا[۵](ECM) به صورت زیر می‌باشد. (نارایان[۶]، ۲۰۰۴).

$$\begin{aligned}\Delta \ln CO_t = {} & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \, \Delta \ln CO_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \delta_i \, \Delta AFSI_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{m} \eta_i \, \Delta GDPPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \emptyset_i \, \Delta REC_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{m} \varphi_i \, \Delta NREC_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} \omega_i \, \Delta PD_{t-i} + \\ & \beth ECT_{t-1} + u_t \end{aligned} \qquad (۴)$$

---

[1] Upper Critical Bound
[2] Lower Critical Bound
[3] Narayan
[4] Narayan and Narayan (2005)
[5] Error Correction Model
[6] Narayan (2004)

در معادله بالا Δ نشان‌دهنده عملگر تفاضل و u_t بیانگر جزء باقیمانده مدل با توزیع نرمال و مستقل می باشد. معنی‌داری ضریب جزء خطای با وقفه (ECT_{t-1}) در این معادله نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد و همچنین سرعت تعدیل تعادل کوتاه مدت به بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب منفی جزء خطا نیز نیز نشان‌دهنده وجود همگرایی بین متغیرها است.

۴-۳-۱- بررسی پایایی متغیرها

در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، قبل از برآورد مدل و انجام آزمون‌های علیت و هم انباشتگی، پایایی متغیرها مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. در برآورد مدل به روش ARDL Bounding test، فرض اساسی این است که متغیرهای مورد بررسی، هم انباشته از مرتبه صفر یا هم انباشته از مرتبه یک و یا هم انباشته از مرتبه یک و صفر باشند و هیچ کدام از متغیرها هم انباشته از مرتبه دو نباشند (پسران و همکاران،۲۰۰۱). اگر یکی از متغیرهای مورد استفاده هم انباشته از مرتبه ۲ باشد، در این صورت انجام آزمون F مشترک ارائه شده توسط پسران و همکاران و همچنین نارایان جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، نامعتبر خواهد بود (پسران و همکاران،۲۰۰۱ و باام[1]، ۲۰۰۴). آزمون های ریشه واحد مورد استفاده در این تحقیق را با توجه به انتقاد پرون[2] می‌توان به دو دسته آزمون‌های مرسوم ریشه واحد و آزمون‌های ریشه واحد با در نظرگرفتن شکست ساختاری تقسیم بندی نمود. آزمون‌های ریشه واحد مرسوم عبارتند از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته[2]، فیلیپس پرون[3]، وایتکوفسکی و همکاران[4] (KPSS)، (KPSS)، آزمون حداقل مربعات تعمیم‌یافته دیکی فولر[5] (DF-GLS) ارائه شده توسط الیوت و همکاران[6] (۱۹۹۶) و آزمون ریشه واحد Ng-Perron. آزمون ریشه واحد -Ng

[1] Baum (2004)
[2] Perron (1989)
[2]Augmented Dickey Fuller (ADF)
[3] Phillips Perron (PP)
[4] Kwiatkowski et al. (KPSS)
[5] Dickey-Fuller generalised least square (DF-GLS)
[6] Elliot et al. (1996)

Perron در مطالعات با حجم نمونه‌های کوچک نتایج بهتر و قابل اعتمادتری نسبت به سایر آزمون‌های دیگر ارائه می‌دهد و در مقایسه با سایر آزمون‌های ریشه واحد مانند ADF، DF-GLS، KPPS و غیره قوی‌تر و مناسب‌تر می‌باشد (محمد شهباز، ۲۰۱۲). نتایج آزمون ریشه واحد Ng-Perron تنها در صورتی می‌تواند دارای تورش و غیرقابل اعتماد باشد که شکست ساختاری در متغیرهای مورد بررسی وجود داشته باشد (محمد شهباز[۱]، ۲۰۱۲). به منظور اطمینان از نتایج بدست آمده از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم و به منظور بررسی دقیق‌تر درجه انباشتگی متغیرهای تحقیق، آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری روندزدایی شده[۲] زیوت-اندریوز (۱۹۹۲)[۳] و کلمنت و همکاران (۱۹۹۸)[۴] نیز انجام شد. هر دو آزمون یاد شده نسبت به آزمون ریشه واحد Ng-Perron Perron قابل اعتمادتر و قوی‌تر هستند. آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز اطلاعات مربوط به یک شکست ساختاری موجود در سری زمانی را دارد در حالی که آزمون ریشه واحد کلمنت و همکاران(۱۹۸۸) اطلاعات مربوط به دو نقطه شکست ساختاری موجود در سری زمانی را در نظر می‌گیرد. آزمون ریشه واحد کلمنت و همکاران(۱۹۹۸) به دو صورت (AO[۵]) و (IO[۶])، وجود شکست ساختاری و همچنین درجه انباشتگی سری زمانی را مورد بررسی قرار می دهد. در مدل AO تغییرات ناگهانی در میانگین سری زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در حالی که در مدل IO تغییرات تدریجی و ملایم مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین مدل AO در سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی ترجیح داده می‌شود (شهباز، ۲۰۱۲). در این تحقیق نیز به سبب احتمال وجود تغییرات و شکست‌های ساختاری ناگهانی در سری‌های زمانی مورد مطالعه به دلیل

---

[1] Muhammad Shahbaz (2012)
[2] de-trended structural breakunit root tests
[3] Zivot-Andrews (1992)
[4] Clemente-Montanes-Reyes (1998)
[5] Additive Outlier
[6] Innovational Outlier

وجود تغییرات ساختاری از قبیل جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی، از مدل AO جهت بررسی ریشه واحد و شکست ساختاری استفاده گردید.

با توجه به نتایج[۱] آزمون‌های مرسوم ریشه واحد، تمام متغیرهای تحقیق در سطح یا با یک تفاضل پایا هستند. همچنین بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر شکست ساختاری (آزمون‌های زیوت- اندریوز و کلمنت و همکاران)، هیچ‌کدام از متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق دارای درجه انباشتگی مرتبه دوم نمی‌باشند و تمام متغیرها با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند زمانی در سطح یا با یک تفاضل پایا هستند. بنابراین بدون هراس از غیرقابل اعتبار بودن آماره F پسران، می‌توان به تخمین و بررسی مدل های مورد نظر در این تحقیق با استفاده از روش ARDL Bounding test پرداخت.

۵- تخمین مدل و تفسیر ضرایب

طبق ایده سیمز در مدل‌های سیستمی خودرگرسیون برداری تعیین متغیرهای مناسب جهت حضور در سیستم و تعیین تعداد وقفه از اهمیت فوق العاده‌ای برخوردار می‌باشد. به دلیل زیاد بودن تعداد پارامترها[۲] در این نوع از مدل‌ها باید براساس اصل صرفه جویی[۳]، وقفه بهینه را تعیین کرد. معیارهای اطلاعات[۴] بهترین ابزار جهت انتخاب وقفه بهینه در مدل‌های سیستمی می‌باشند (لوتکپهل[۵]، ۲۰۰۶ و ۱۹۹۱و بروکس[۶]، ۲۰۰۸) و و عبارتند از معیار اطلاعات آکائیک[۷] (AIC)، معیار اطلاعات شوارتز[۸] (SBC) و معیار اطلاعات حنان کوئین[۹] (HQC). از بین معیارهای اطلاعات ذکر شده جهت انتخاب وقفه وقفه بهینه، معیار آکائیک در نمونه‌های با حجم بالا و معیار شوارتز- بیزین در نمونه‌های

[۱] نتایج آزمون های ریشه واحد در صورت نیاز قابل ارائه می باشند.

[2] Over parameterized
[3] Parsimonious
[4] Information criteria
[5] Lütkepohl (2006 & 1991)
[6] Brooks (2008)
[7] Akaike Information criterion
[8] Schwarz Baywsian criterion
[9] Hannan-Quinn criterion

با حجم پائین نتایج قابل اطمینانی ارائه نخواهند کرد. معیار حنان-کوئین نیز مابین این دو روش قرار دارد. با توجه به محدود بودن دوره مورد مطالعه در این تحقیق (۱۳۵۳-۱۳۹۱) و برتری معیار آکائیک در نمونه‌های کوچک نسبت به سایر معیارها، جهت انتخاب وقفه بهینه مدل از این معیار استفاده گردید (آقایی، ۱۳۹۵). پس از انتخاب وقفه بهینه مدل، انجام آزمون رابطه بلندمدت بین متغیرها و همچنین سایر آماره‌های تشخیصی جهت اطمینان از پایداری هر یک از مدل‌ها ضروری است. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها در انتهای جداول تخمین ارائه شده است. در این تحقیق علاوه بر آزمون F پسران جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و به منظور اطمینان از نتایج این آزمون، از آزمون گریگوری و هانسن[1] نیز استفاده شده است. این آزمون نسبت به سایر آزمون‌های هم‌انباشتگی بر اساس اجزا باقیمانده، قدرتمندتر است و وجود یا عدم وجود رابطه هم انباشتگی را با توجه به وجود شکست ساختاری مورد بررسی قرار می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون نیز وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق در دو مدل برآورد شده، مورد تائید قرار می‌گیرد.

جدول ۳- بررسی رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین ثبات مالی، انرژی و سایر عوامل موثر بر کیفیت محیط زیست

برآورد رابطه کوتاه مدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
DLOG(GDPPC)	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۲/۷۶۴	۰/۰۱۵۲
DLOG (GDPPC (-۱))	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	-۰/۶۵۰	۰/۵۲۵
DLOG (GDPPC (-۲))	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	-۳/۱۱۰	۰/۰۰۷
DLOG (REC)	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۱/۰۱۶	۰/۳۲۶
DLOG (NREC)	۰/۰۱۲	۰/۰۰۴	۲/۶۱۹	۰/۰۲۰
DLOG (NREC(-۱))	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۳/۱۱۹	۰/۰۰۷
DLOG (NREC (-۲))	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۱/۶۵۲	۰/۱۲۰
DLOG (PD)	۰/۷۳۶	۰/۰۹۴	۷/۸۲۵	۰/۰۰۰
DLOG (PD (-۱))	۱/۰۷۳	۰/۲۱۳	۵/۰۲۲	۰/۰۰۰
DLOG (PD (-۲))	۰/۳۲۹	۰/۰۹۹	۳/۳۲۱	۰/۰۰۵
D (AFSI)	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۱/۲۸۲	۰/۰۲۲
D (AFSI (-۱))	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۱/۳۸۵	۰/۱۸۷
CointEq (-۱)	-۰/۱۵۸	۰/۰۳۷	-۴/۱۹۲	۰/۰۰۰

[1] Gregory and Hansen ,1996

Cointeq = LOG(CO_2) - (۰/۱۳۴۷*LOG(GDPPC) -۰/۰۸۹۴*LOG(REP) - ۰/ ۰۴۲۶*LOG(NREP) + ۰/۵۷۴۴*LOG(PD) - ۰/۰۰۰۸*AFSI -۷/ ۴۷۶۳)				
برآورد رابطه بلندمدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
LOG(GDPPC)	۰/۱۳۴	۰/۰۲۹	۴/۴۹۹	۰/۰۰۰
LOG(REC)	-۰/۰۸۹	۰/۰۲۵	-۳/۵۴۳	۰/۰۰۳
LOG(NREC)	۰/۰۴۲	۰/۰۲۱	۲/۰۱۲۶	۰/۰۴۱
LOG(PD)	۰/۵۷۴	۰/۰۵۰	۱۱/۴۵۹	۰/۰۰۰
AFSI	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	-۱/۱۷۹	۰/۸۶۰
ضریب ثابت	-۷/۴۷۶	۱/۱۶۸	-۶/۳۹۸	۰/۰۰۰
آزمون های تشخیصی مدل				

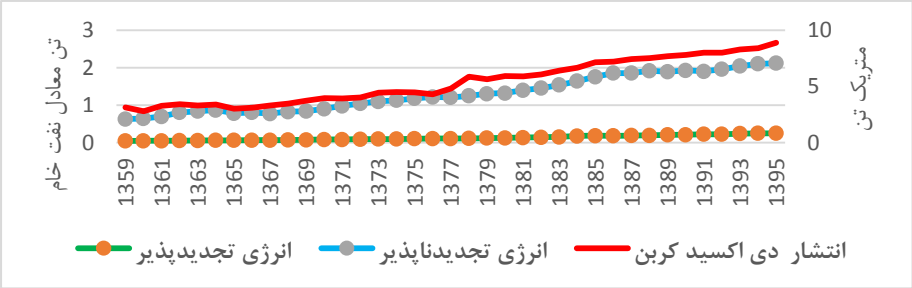
آماره آزمون گریگوری هانسن	F-stat	DW-statistic	آزمون تصریح رمزی	آزمون خودهمبستگی	آماره آزمون واریانس ناهمسانی	آماره Fپسران	طول وقفه بهینه
۶/۷۰**	/۱ ۱۸۷۳۶۶	۲/۳۵۱۵۰۲	۰/۶۱۸۴۲۰(۰/۴۴۵)	۲/۴۹۱۰۰۱(۰/۱۱۴)	۱/۶۵۶۴(۰/۴۳۲)	۱۰/۲۴۸۸۱*	(۲.۳.۱.۳.۳.۲)

منبع: محاسبات تحقیق(* ، ** و *** به ترتیب نشاندهنده معناداری در سطح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می باشند.)

جدول (۳)، نتایج حاصل از برآورد رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین ثبات مالی، رشد اقتصادی، مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر، تراکم جمعیت و کیفیت محیط زیست (انتشار دی‌اکسیدکربن) در ایران طی دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد. همانطور که در این جدول ملاحظه می‌شود مصرف انرژی های تجدیدپذیر در بلندمدت تأثیر منفی و معنادار بر انتشار دی‌اکسیدکربن داشته است اما ضریب به دست آمده برای این متغیر در کوتاه مدت به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. عدم توسعه مناسب تکنولوژی انرژی‌های تجدیدپذیر و پائین بودن سهم این نوع از انرژی از مصرف کل انرژی را می‌توان از دلایل عدم معناداری نتیجه به دست آمده در کوتاه مدت برشمرد. با توجه به تأثیر منفی این نوع از انرژی‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر آلودگی محیط زیست، استفاده بیشتر از آنها و سرمایه‌گذاری در این زمینه بسیار ضروری به نظر می-رسد. مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر در کوتاه مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنادار بر آلایندگی محیط زیست در ایران طی دوره مورد بررسی داشته است. با توجه به مصرف سرانه بالای انرژی در کشور به ویژه منابع هیدروکربوری، چنین نتیجه ای دور از انتظار

نیست. نمودار(۱) نیز نتایج به دست آمده از تخمین مدل را تائید می‌کند. همانطورکه ملاحظه می‌شود، با افزایش سرانه انرژی‌های تجدیدناپذیر میزان انتشار سرانه گاز دی-اکسیدکربن نیز افزایش می‌یابد.

نمودار ۱- مصرف سرانه انرژی های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و میزان انتشار سرانه دی اکسید کربن



منبع: محاسبات تحقیق

متغیرهای تراکم جمعیت و مصرف سرانه انرژی تجدیدناپذیر درکوتاه مدت تاثیر مثبت و معنی دار بر افزایش انتشار دی‌اکسید کربن طی دوره مورد بررسی داشته‌اند. افزایش تراکم جمعیت با توجه به میزان استفاده بیشتر از انرژی تأثیر مثبت بر آلایندگی محیط زیست طی دوره مورد بررسی داشته است. ضریب متغیر رشد اقتصادی نیز بیانگر این است که تولیدکنندگان و نهادهای مرتبط با تولید طی دوره مورد بررسی هیچ گونه تلاشی در جهت بهبود کیفیت محیط زیست نداشته‌اند و افزایش تولید و کسب درآمد بیشتر هدف فعالان در زمینه تولید بوده است.

ضریب متغیرثبات مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی است ولی به لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. همانطور که ملاحظه می‌شود بر اساس نمودار شاخص ثبات مالی ارائه شده در پیوست تحقیق، تا سال ۱۳۸۲ ثبات مالی در ایران وجود نداشته است. بنابراین نتیجه به دست آمده دور از انتظار نیست.

با توجه به ضرایب به دست آمده در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی و تراکم جمعیت بیشترین تأثیر را بر آلودگی محیط زیست در ایران طی دوره مورد بررسی داشته‌اند. ضریب تصحیح خطا در این مدل که بیانگر سرعت تعدیل خطاهای مدل برای رسیدن به تعادل بلندمدت می‌باشد، برابر با ۰/۱۵- می‌باشد؛ به عبارت دیگر این ضریب نشان

دهنده این است که ۱۵ درصد از انحرافات از عدم تعادل دوره گذشته در دوره جاری برطرف می‌شود. توسعه مالی و ثبات مالی می‌تواند نقشی حیاتی در بهبود کیفیت محیط زیست از طریق فراهم کردن انگیزه و شرایط مناسب برای بنگاه‌ها جهت استفاده از تکنولوژی‌های طرفدار محیط زیست ایفا نماید.

۶- نتایج آزمون علیت تودا-یاماماتو

جدول شماره (۴) نتایج حاصل از آزمون علیت تودا- یاماماتو بین متغیرهای توضیحی مدل تحقیق و کیفیت محیط زیست (میزان انتشار CO_2) درایران را نشان می دهد.

جدول ۴- نتایج آزمون علیت تودا-یاماماتو

فرضیه صفر	آماره کای دو	احتمال	درجه آزادی	نتیجه
$\ln CO_t \rightarrow AFSI1$	۱۰/۵۶۲	۰/۳۰۹۵	۴	فرضیه صفر[1] رد نمی گردد
$AFSI1 \rightarrow \ln CO_t$	۴/۷۹۰	۰/۰۳۱۹	۴	فرضیه صفر رد می گردد.
$\ln CO_t \rightarrow \ln GDPPC_t$	۸/۵۵۴	۰/۰۷۳۲	۴	فرضیه صفر رد نمی گردد.
$\ln CO_t \rightarrow \ln GDPPC_t$	۸/۱۹۶	۰/۸۴۶	۴	فرضیه صفر رد نمی گردد.
$\ln CO_t \rightarrow \ln GDPPC_t$	۱/۰۳۸	۰/۹۰۳۹	۴	فرضیه صفر رد نمی گردد.
$\ln REP_t \rightarrow \ln CO_t$	۳۲/۶۸۷	۰/۰۰۰۰	۴	فرضیه صفر رد می گردد.
$\ln CO_t \rightarrow \ln NREP_t$	۸/۳۳۴	۰/۰۸۰۱	۴	فرضیه صفر رد نمی گردد.
$\ln NREP_t \rightarrow \ln CO_t$	۱۷/۷۱۲	۰/۰۰۱۴	۴	فرضیه صفر رد می گردد.
$\ln CO_t \rightarrow \ln PD_t$	۱۳/۰۵۳	۰/۱۱۰	۴	فرضیه صفر رد نمی گردد.
$\ln PD_t \rightarrow \ln CO_t$	۲۱/۳۰۳	۰/۰۰۰۳	۴	فرضیه صفر رد می گردد.

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۴)، نتیجه آزمون علیت بین انتشار CO_2 و ثبات مالی نشان می-دهد که رابطه علیت از سوی انتشار CO_2 به ثبات مالی وجود ندارد در حالی که یک علیت یک طرفه از ثبات مالی به انتشار CO_2 وجود دارد. از سوی دیگر مشاهده می-شود که رابطه علیت از طرف انتشار CO_2 به متغیر رشد اقتصادی وجود ندارد. به علاوه اینکه وجود رابطه علی از طرف رشد اقتصادی به انتشار CO_2 نیز تایید نمی‌گردد. بر این اساس، هیچ گونه ارتباط علیت بین متغیر انتشار CO_2 و رشد اقتصادی مشاهده نشده است. همچنین نتایج جدول نشان‌دهنده عدم وجود رابطه علیت از طرف انتشار CO_2 به مصرف انرژی تجدیدپذیر است در حالی که وجود رابطه علیت از مصرف انرژی

[1] فرضیه صفر عبارتست از اینکه لگاریتم انتشار سرانه دی اکسید کربن(Ln CO) علیت گرنجری ثبات مالی نیست.

تجدیدپذیر به انتشار CO_2 تایید می‌گردد. بنابراین، تنها علیت یک طرفه از مصرف انرژی تجدیدپذیر به انتشار CO_2 وجود دارد. بر اساس نتایج آزمون علیت تودا و یاماموتو وجود رابطه علیت از انتشار CO_2 به مصرف انرژی تجدیدناپذیر تائید نمی‌شود، این در حالیست که علیت یک طرفه از مصرف انرژی تجدیدناپذیر به انتشار CO_2 وجود دارد. با توجه به نتایج جدول می‌توان اشاره کرد که رابطه علیت از طرف انتشار CO_2 به میزان تراکم جمعیت نیز وجود ندارد در حالی که رابطه علیت از میزان تراکم جمعیت به انتشار CO_2 تایید می‌گردد.

۷- آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس

نتایج حاصل از برآورد رابطه غیرخطی بین ثبات مالی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، تراکم جمعیت، رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵)- نتایج حاصل از رابطه غیرخطی بین متغیرهای مدل (تخمین کوتاه مدت و بلندمدت فرضیه زیست محیطی کوزنتس)

برآورد رابطه کوتاه مدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
DLOG(GDPPC)	۰/۱۷۶	۰/۰۷۳	۲/۳۸۵	۰/۰۲۴
D(LOG (GDPPC)^2)	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۳	-۲/۳۶۴	۰/۰۲۶
DLOG (REC))	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	-۱/۰۰۶	۰/۳۲۳
DLOG (NREC)	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۰/۹۹۲	۰/۳۳۰
DLOG (PD)	۰/۰۲۴	۰/۰۰۹	۲/۴۱۰	۰/۰۲۳
D (AFSI)	-۰/۰۲۴	۰/۰۰۰	-۰/۱۸۴	۰/۸۵۵
D (@TREND)	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۵۷۴	۰/۱۱۲
CointEq (-۱)	−۰/۴۰۸	۰/۰۲۹	−۳/۶۵۲	۰/۰۰۱
Cointeq = LOG(CO_2) - (۱/۶۲۲۳*LOG(GDPPC) -۰/۰۷۹۵* LOG(GDPPC)^2 – /۰۴۴۴* LOG(REP) + ۰/ ۰۴۰۵*LOG(NREP) + ۰/۲۲۱۰*LOG(PD) - ۰/۰۰۱۶*AFSI -۸/۱۶۹۷+/۰۰۴۷* @TREND)				
برآورد رابطه بلندمدت				
متغیرها	ضریب	انحراف خطای استاندارد	آماره t	احتمال
LOG(GDPPC)	۱/۶۲۲	۰/۷۳۹	۲/۱۹۲	۰/۰۳۷
LOG(GDPPC)^2	-۰/۰۷۹	۰/۰۳۶	-۲/۱۷۹	۰/۰۳۸
LOG(REC)	-۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	-۰/۹۹۵	۰/۳۲۹
LOG(NREC)	۰/۰۴۰	۰/۰۳۹	۱/۰۳۶	۰/۳۱۰

LOG(PD)	۰/۲۲۰	۰/۰۷۸	۲/۸۲۰	۰/۰۰۹			
AFSI	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	-۰/۱۸۳	۰/۸۵۶			
ضریب ثابت	-۸/۱۶۹	۴/۵۵۸	-۱/۷۹۲	۰/۰۸۵			
@ TREND	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۱/۸۰۵	۰/۰۸۳			
آزمون های تشخیصی مدل							
طول وقفه بهینه	آماره Fپسران	آماره آزمون واریانس ناهمسانی	آزمون خودهمبستگی	آزمون تصریح رمزی	DW-statistic	F-stat	آماره آزمون گریگوری هانسن
(۲،۰،۰،۰،۰،۰،۰)	۴/۴۶**	۱۲/ ۱۳۴ (۰/۲۰۵۸)	۳/۲۶۵ (۰/۷۰۸)	۲/۲۶۰ (۰/۳۳۲)	۲/۵۰۴	۷۹۹۹۴/۸۱	۶/۶۹**

منبع: یافته های پژوهش

نتایج ارائه شده در جدول (۵)، نشان‌دهنده این است که ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه (که به عنوان شاخص رشد اقتصادی وارد مدل شده است) و ضریب مربع این متغیر ($GDPPC^2$) در ایران طی دوره مورد بررسی به ترتیب مثبت و منفی است و حاکی از تائید فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ایران طی دوره مورد بررسی می-باشد. با توجه به تخمین فرضیه زیست محیطی کوزنتس، نقطه عطف برآوردی در مقدار تولید ناخالص سرانه برابر با ۲۶۹۹۱ هزار ریال اتفاق می افتد و با توجه به اینکه مقدار مینیمم و ماکزیمم تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب برابر با ۱۴۳۶۴ و ۳۵۵۹۷ هزار ریال می‌باشند، می‌توان گفت تأثیر مثبت افزایش رشد اقتصادی بر کاهش آلودگی در سال‌های پایانی دوره مورد بررسی در این تحقیق رخ می‌دهد. بر اساس مدل تصحیح خطای برآوردی نیز وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در برآورد فرضیه زیست محیطی کوزنتس تائید می‌شود. ضریب ECM برآوردی در این معادله نشان‌دهنده این است که ۴۰ درصد از عدم تعادل بلندمدت مدل در هر دوره کوتاه‌مدت برطرف می‌شود.

۸- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی نقش متغیرهای ثبات مالی، مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی برکیفیت محیط زیست در اقتصاد ایران در قالب مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و با استفاده از اطلاعات آماری

ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۹ پرداخته است. خلاصه‌ای از نتایج تحقیق و توصیه های سیاستی به شرح زیر است:

- رشد GDP سرانه اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن و کاهش کیفیت محیط زیست طی دوره مورد بررسی داشته است. با توجه به اینکه رشد اقتصادی به عنوان شاخصی مهم در پیشرفت و رفاه جوامع محسوب می‌شود، تلاش تمامی کشورها در بالا بردن سطح رشد اقتصادی بر پایه تولیدات صنعتی بیشتر و درنتیجه مصرف انرژی بالاتر می‌باشد که این امر بدون توجه کافی به اثرات محیط زیستی آن بوده و افزایش انتشار دی اکسیدکربن را به دنبال داشته است.

- مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر تاثیر مثبت بر بهبودکیفیت محیط زیست داشته در حالی که مصرف سرانه انرژی تجدیدناپذیر تأثیر منفی و معنادار بر کیفیت محیط زیست طی دوره مورد بررسی داشته است. با توجه به تبدیل شدن معضل آلودگی به بحران آلودگی در کشور، گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به عنوان انرژی های پاک به جای استفاده از سوخت‌های فسیلی می‌تواند به کاهش آلودگی کمک کند. ویژگی‌هایی همچون سازگاری با طبیعت، عدم آلودگی محیط زیست، تجدیدپذیری، پراکندگی و گستردگی منابع تجدیدپذیر در تمام جهان باعث شده تا در مقایسه با سوخت‌های فسیلی، انرژی تجدیدپذیر از جاذبه بیشتری برخوردار گردند. لذا شناختن ماهیت و فرآیند تشکیل و فعل و انفعالات لازم جهت بهره‌برداری از منابع انرژی تجدیدپذیر می‌بایست در الویت اول سیاست‌گذاران این حوزه قرار گیرد. با توجه به این نتیجه به دست آمده سیاست‌های یکپارچه در زمینه افزایش کارآیی انرژی و کاهش مصرف انرژی و اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در کشور توصیه می شود.

- تراکم جمعیت یکی از عوامل مهم انتشار دی اکسیدکربن و کاهش کیفیت محیط زیست محسوب می‌شود که با توجه به افزایش جمعیت کشور طی دوره مورد بررسی و در نتیجه نیاز روز افزون به مصرف انرژی قابل توجیه می‌باشد. اگر رشد جمعیت با

بهبود روش‌های تولید انرژی‌های تجدیدپذیر و جایگزین سوخت‌های فسیلی همراه باشد یا به عبارت دیگر همراه با رشد جمعیت، خلاقیت و نوآوری در تولید و مصرف انرژی نیز افزایش یابد، می‌تواند باعث کاهش اثرات منفی تراکم جمعیت بر کیفیت محیط زیست گردد. مدیریت مناسب و بهینه چگالی جمعیت شهری از طریق سیاست‌هایی چون تمرکززدایی، برخورداری یکسان تمام مناطق کشور از بودجه عمرانی و کاهش نابرابری، جهت کاهش مخاطرات زیست محیطی توصیه می‌شود.

- ضریب متغیر ثبات مالی در کوتاه مدت و بلندمدت به لحاظ آماری معنادار نیست، بنابراین نمی‌توان گفت ثبات مالی بر بهبود کیفیت محیط زیست در ایران طی دوره مورد بررسی تاثیرگذار بوده است. اما با توجه به علامت منفی ضریب ثبات مالی در برآوردهای انجام شده در این تحقیق، می‌توان گفت ثبات مالی می‌تواند در بهبود کیفیت محیط زیست موثر باشد. ثبات مالی از طریق افزایش سرمایه‌گذاری و به‌کارگیری تکنولوژی‌های پیشرفته در بخش انرژی و افزایش کارآیی تکنولوژی و متعاقبا کاهش انتشار دی اکسید کربن می‌تواند موجب بهبود کیفیت محیط زیست گردد. سیستم مالی کارآ و با ثبات می‌تواند از طریق پرداخت اعتبار به فعالیت‌های با بهره‌وری بالا و طرفدار محیط زیست و ایجاد محدودیت دسترسی به منابع مالی برای بنگاه‌هایی که موجب آلودگی محیط زیست می‌شوند، نقش موثری در کاهش انتشار آلاینده‌ها و بهبود کیفیت محیط زیست ایفا نماید ولی با توجه به عدم وجود ثبات مالی در اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی(با توجه به شاخص ثبات مالی محاسبه شده)، نمی توان انتظار داشت ثبات مالی تأثیر مثبت بر کیفیت محیط زیست داشته باشد. به منظور تقویت رابطه بین ثبات مالی و بهبود کیفیت محیط زیست در ایران انجام اصلاحات اساسی در سیستم مالی کشور به ویژه اعطای اعتبارات به بخش های با بهره وری بالا ضروری به نظر می‌رسد. سیستم مالی و به ویژه بخش بانکی کشور می‌تواند از طریق محدود کردن دسترسی به اعتبارات به بنگاه‌هایی که موجب آلودگی محیط زیست می‌شوند، آنها را به سمت استانداردسازی تولیدات و محصولات طرفدار محیط زیست سوق دهد.

- نتایج حاصل از تخمین فرضیه زیست محیطی کوزنتس با در نظر گرفتن متغیر ثبات مالی بیانگر این است که، اگرچه رشد اقتصادی در ایران با مصرف بیشتر انرژی منجر به تخریب بیشتر محیط زیست شده است، اما چنانچه رشد اقتصادی توام با ثبات مالی صورت پذیرد، می‌توان ادعا کرد ثبات مالی در بلندمدت به پیشرفت تکنولوژی می‌انجامد که نتیجه آن مصرف کمتر انرژی و انتشار کمتر آلودگی خواهد بود. به این ترتیب، اثر مخرب رشد اقتصادی بر محیط زیست تخفیف می‌یابد.

منابع:

- Aghaei, M. (2016). " Investigation the causality relationship between energy consumption and economic growth in differentiation of energy carriers and economic sectors: application of ARDL Bounding Test". *Quarterly Journal of Energy Economics*, VOL.12, NO. 49. [in Persian]
- Ambec, s. & P. Lanoie. "Does it Pay to be Green? A Systematic Overview", *Academy of Management Perspectives.* PP. 45-62, 2008.
- Asgharpor, M., Behbodi, H., Khanghahi, R. "The Effect of Economic and Financial Development Quality; An Empirical Analysis in Selected OPEC Continues", *Quarterly Journal of Enviroment and Energy*, VOL.2, NO. 6, 2012.[in Persian]
- Capelle Blanchard, G., & Laguna, MA. "How Does the Stock Market Respond to Chemical Disasters"? *Environ Econ Manage*, 59(2):192–205, 2010.
- Dasgupta, S., Laplante, B., & Mamingi, N. "Pollution and Capital Markets in Developing Countries", *Journal of Environmental Economics and Management*. 42 (3): 310-335, 2001.
- Farzinvash, A.,SHiran, A.GH. "Explaining and Building the Financial Stability Index and Chek it out for Developing Countries", *Economic Policy*, NO. 2, 2011. [in Persian]
- IPCC. (2001). "Climate Change the Scientific Basis", In: Technical Summary of the Working Group I Report New York.
- Jalil, A., & Feridun, M. "The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A cointegration Analysis Energy Economics", 33: 284-291, 2011.

- Kolstad, C.D., & Kraut Kreamer, J.A."Natural Resource Use and the Environment. *Energy Economics*," 3: 1219-65, 1993.
- Lanoie, P., Laplante, B., & Roy, MCan. "Capital Markets Create Incentives for Pollution Control"? *Ecological Economics*, 26: 31-41, 1998.
- Nadali, M." Financial Stability and the Necessity of its Monitoring in the Space of Resistance Economy*", Quarterly Trend*, VOL. 22, NO. 71, 2015.[in Persian]
- Pesaran, M., Y. shin, & R. Smith. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Economic*, 16: 289-326, 2001.
- Richard, P. "Financial Instability and CO2 Emissions", GREDI working paper NO. 10-20 ،*University of Sherbrooke*, 2010.
- Samia, Nasreen. Sofia, Anwar., & Illhan Ozturk. "Financial Stability, Energy Consumption and quality Enviromental; Evidence from South Asian Economic", *Renewable and Sustainable Energy Review*, 1105-1122, 2017.
- Shahbaz, M., Islam, F., & Butt, M.S. "Financial Development, Energy Consumption and CO2 Emissions: Evidence from ARDL Approach for Pakistan", *Munich Personal Republic Archive* Paper No. 30138, 2011.
- Tamazian, A. & B. Rao. "Do Economic, Financial Developments Matter for Enviromental Degradation? Evidence from Transitional Economics". No. 37, pp. 137-145, 2010.
- Tamazian, A., Pinero, C., Juan, C. & K. Vadlamannatia. "Dose Higher economic and financial development Environmental degradation: Evidence from BRIC countries". *Energy Policy* 37(1): 246- 253l, 2009.
- Zhang, X.P., & Cheng, X.M. "Energy Consumption, Carbon Emissions and Economic Growth in China. Ecological Economics", 68: 2076-2712, 2009.