دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیستم، شمارۀ۶، پاییز و زمستان ۱۳۹۲

بررسی اثر توسعه مالی بر انتشار گاز CO_2 در ایران

مهین‌دخت کاظمی*
استادیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
محمدعلی فلاحی[1]
دانشیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
اکرم زین‌الیان[2]
کارشناس ارشد اقتصاد

تاریخ دریافت : ۱۳۹۱/۸/۷ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۹۲/۳/۱۱

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی رابطه بین انتشار گاز دی‌اکسیدکربن و شاخص‌های توسعه مالی به همراه متغیرهایی شامل درآمد سرانه واقعی بدون نفت، مصرف سرانه انرژی و نسبت صادرات و واردات به GDP، در ایران طی دوره ۱۳۵۲-۱۳۹۰، با استفاده از الگوی ARDL پرداخته است.
نتایج محاسبات نشان می‌دهد، کشش‌های بلندمدت انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به درآمد سرانه واقعی، مصرف سرانه انرژی و صادرات در ایران مثبت و نسبت به واردات منفی هستند. بر طبق نتایج به دست آمده، بدهی‌های نقدی به GDP و بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP، اثر مثبت و معنی‌داری، در بلندمدت به ترتیب برابر با (۰/۲۵۷) و (۰/۳۰۴) و در کوتاه‌مدت برابر با (۰/۱۷۵) و (۰/۲۳۳) بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران داشته‌اند. علاوه‌براین، اثر شاخص دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های سیستم بانکی، بر انتشار CO_2 در ایران در بلندمدت بی‌معنی و در کوتاه‌مدت در سطح ۹۰٪ معنی‌دار و در حدود (۰/۲۰۵-) برآورد شده است. نتایج آزمون علیت نشان داد که در کوتاه‌مدت یک رابطه علی یک طرفه از سه شاخص توسعه مالی بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در ایران وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، منحنی زیست محیطی کوزنتس، گاز دی‌اکسیدکربن، ایران

طبقه‌بندی JEL: G00، Q51، Q53

---

* - نویسنده مسئول: md-kazemi@um.ac.ir

1- falahi@um.ac.ir
2- akramzeynaliyan@yahoo.com

The Effect of Financial Development on CO_2 Emissions in Iran

Mahindokht Kazemi
Assistant Professor of Economics in Ferdowsi University of Mashhd
Mohammad Ali Falahi
Associate Professor of Economics in Ferdowsi University of Mashhd
Akram Zeynaliyan
M.A. in Economics

Received: 28 Oct 2012 **Accept:** 1 Jun 2013

Abstract

This study, using ARDL model, examines the relationship between carbon dioxide emissions and indicators of financial development with variables such as real per capita non-oil income, per capita energy consumption and ratio of import and export to GDP in Iran during the period 1352-1390.
The results show that long-run elasticity of carbon dioxide emissions with respect to real per capita income, per capita energy consumption and export in Iran are positive and with respect to import is negative. According to the results, the ratio of liquid liabilities to GDP and private sector debt to the banking system to GDP have positive and significant effect on carbon dioxide emissions in the long run, (0.257) and (0.304) and in the short run (0.175) and (0.233) in Iran respectively. In addition, the effect of the ratio of commercial bank domestic assets to central bank and total assets of banking system on CO2 emissions in Iran in the long run is non-significant and in the short run is estimated at 90% significance level and about (-0.205). The Causality test results show that there is a short run one-way causal relationship of the three indicators of financial development on emissions of carbon dioxide in Iran.

Keywords: Financial Development, Environmental Kuznets Curve, CO_2, Iran

JEL classification: G00, Q51, Q53

۱. مقدمه

موضوع آلودگی و حفاظت از محیط زیست، یک مسأله جهانی است که امروزه حتی در امور سیاسی کشورها هم وارد شده است. به عقیده بسیاری از متخصصان اقتصاد محیط زیست، در مراحل اولیه فرآیند صنعتی شدن، با توجه به اولویت بالای تولید ملی و سطح اشتغال، استفاده از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا، افزایش یافته و در نتیجه انتشار آلودگی

گسترش می‌یابد. در این مرحله، با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی قادر به تأمین مالی هزینه‌های کاهش آلودگی نیستند و به نوعی آثار زیست محیطی رشد اقتصادی نادیده گرفته می‌شوند.

اقتصاد جهانی به گونه‌ای جدایی‌ناپذیر با محیط زیست در ارتباط است؛ زیرا جوامع باید منابع طبیعی را استخراج، فرآوری و سپس بهره‌برداری کنند. بر اساس اصل بقای ماده و انرژی، تمامی آن منابع باید نهایتاً به صورت ضایعات درآیند. اما این ارتباط کمی، یعنی ضریب فشار بر محیط زیست را می‌توان به میزان قابل ملاحظه‌ای کاهش داد. به همین دلیل اثرات زیست محیطی فعالیت‌های اقتصادی را حتی در صورتی که امکان رشد و توسعه آن فراهم باشد، می‌توان کم کرد (Pearce and Warford, 1993).

حدود شصت درصد آثار گلخانه‌ای و افزایش درجه حرارت کره زمین، ناشی از فعالیت‌های بشر به‌خاطر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن است (Pajoyan and Morad Hasel, 2007). انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی و سایر فعالیت‌های انسانی تهدیدی جدی برای افزایش دمای کره زمین هستند. منبع اصلی انتشار این گاز، سوزاندن سوخت‌های فسیلی است که در حال حاضر یکی از منابع اصلی تأمین انرژی می‌باشد. با توجه به اهمیت ویژه دی‌اکسیدکربن در آلودگی هوا و افزایش پدیده گرمایش جهانی، در این مطالعه دی‌اکسیدکربن به عنوان معیار آلودگی محیط زیست در نظر گرفته شده است.

در تعریف کلی، توسعه مالی[1] عبارتست از عوامل، سیاست‌ها و نهادهایی که به واسطه‌ها و بازارهای مالی کارآمد و دسترسی عمیق و وسیع به سرمایه و خدمات مالی منجر می‌شود (World Economic Forum, Davos, 2010).

توسعه مالی می‌تواند در دو بخش بانکی و غیر بانکی رخ دهد. تجربه کشورها حاکی از آن است که در کشورهای پیشرفته صنعتی، ابداعات و نوآوری‌های مالی عمدتاً در خارج از بخش بانکی رخ می‌دهد و پایه توسعه مالی، بر اساس پیشرفت‌های مالی در بخش غیر بانکی است. اما در کشورهای در حال توسعه، توسعه مالی عمدتاً براساس اصلاح عملکرد بانک‌ها بوده و در بخش

1- Financial Development

بانکی رخ می‌دهد (Nazifi, 2004). بنابراین تحقیق حاضر از شاخص‌های توسعه مالی در بخش بانکی که توسط کینگ و لوین[1] (۱۹۹۲)، در بانک جهانی تعریف شده است، استفاده خواهد کرد که شامل نسبت M_2 به تولید ناخالص داخلی، دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های بانک‌ها و بانک مرکزی و نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی می‌باشند. (King and Levine, 1992).

توسعه مالی از طریق کانال‌های مختلف (تأمین منابع مالی بیشتر، با هزینه‌های مالی کمتر برای انجام پروژه‌های زیست محیطی و یا از طریق دسترسی به تکنولوژی‌های جدید محیط‌زیست دوستانه[2]) هم می‌تواند با کمک به شرکت‌ها و صنایع باعث کاهش آلودگی محیط زیست گردد و هم آن را (از طریق افزایش فعالیت‌های صنعتی و تولید آلودگی‌های صنعتی) ترویج کند.

در سال‌های اخیر بسیاری از مطالعات پیرامون موضوع رابطه بین آلودگی‌های زیست محیطی و رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند و به موضوع اثر توسعه مالی بر آلودگی‌های زیست محیطی کمتر توجه شده است. لذا این تحقیق به بررسی اثر توسعه مالی بر انتشار گاز CO_2 در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۲ با استفاده از الگوی روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی[3] پرداخته است.

۲. پیشینه تحقیق

ژانگ[4] (۲۰۱۱) در مطالعه خود به بررسی اثر توسعه مالی بر انتشار CO_2 در چین طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۴ پرداخت و از روش‌هایی مانند روش همجمعی یوهانسن[5]، آزمون علیت گرنجری، تجزیه واریانس و ... استفاده نمود. وی برای بررسی تأثیر توسعه مالی بر انتشار کربن نیز از دو جنبه‌ی اندازه توسعه مالی و کارایی آن، برای واسطه‌های مالی و هم‌چنین بازار سهام استفاده نمود. نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی چین در افزایش تولید گازهای گلخانه‌ای به عنوان یک محرک مهم عمل می‌کند. هم‌چنین اندازه و مقیاس واسطه‌های مالی از دیگر شاخص‌های توسعه مالی

1- King and Levine (1992)
2- Environmental Friendly Technology
3- Auto Regressive Distributed Lag Method
4- Zhang
5- Johansen Cointegration Approach

اهمیت بیشتری دارد، اما اثر کارایی واسطه‌های مالی به مراتب ضعیف‌تر است و اندازه و مقیاس بازار سهام چین اثر بالنسبه بزرگتری بر انتشار کربن دارد، اما اثر کارایی آن خیلی محدود است و در میان همه شاخص‌های توسعه مالی FDI به علت سهم کوچک آن از GDP ،کمترین تأثیر را بر انتشار کربن دارد (Zhang, 2011).

جلیل و فریدون[1] (۲۰۱۱) به بررسی اثر رشد، مصرف انرژی و توسعه مالی بر انتشار CO_2 در چین در دو دوره ۱۹۵۳-۲۰۰۶ و ۱۹۷۸-۲۰۰۶ با استفاده از الگوی ARDL کراندار پرداختند. در مطالعه مذکور، سهم بدهی‌های نقدی از GDP، سهم وام‌های بخش خصوصی از GDP، سهم دارایی‌های بانک‌های تجاری از کل دارایی‌های سیستم بانکی و سهم دارایی‌ها و بدهی‌های خارجی از GDP و هم‌چنین FDI ، به عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی محیط زیست در چین شده است. هم‌چنین نتایج وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس را در چین تأیید می‌کند(Jalil and Feridun, 2011).

تامازیان و رائو[2] (۲۰۱۰) در مطالعه خود توسعه مالی و نهادی را بر انتشار CO_2 در ۲۴ کشور درحال‌گذار طی دوره ۱۹۹۳-۲۰۰۴ با استفاده از روش GMM بررسی کردند. نتایج وجود منحنی زیست محیطی را تأیید می‌کند، در حالی که اهمیت کیفیت نهادی و توسعه مالی نیز بر عملکرد زیست محیطی تأیید می‌شود. براساس نتایج، توسعه مالی نقش مثبتی را در حفاظت محیط زیست در کشورهای در حال‌گذار بازی می‌کند، به خصوص که سطوح بالاتری از FDI منجر به تولید سرانه کمتری از گازهای گلخانه‌ای می‌شود. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهند که آزادسازی مالی، اگر در یک چارچوب قوی سازمانی انجام نشده باشد، ممکن است برای کیفیت محیط زیست مضر باشد. باز بودن تجاری نیز در این کشورها، باعث افزایش آلودگی محیط زیست شده است(Tamazian and Rao, 2010).

تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) اثر توسعه مالی را در کشورهای BRIC طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۰۴ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند که توسعه مالی و اقتصادی بر کیفیت زیست محیطی مؤثرند. هم‌چنین، درجات بیشتری از توسعه مالی و اقتصادی، آلودگی زیست محیطی را کاهش می‌دهند و

1- Jalil and Feridun
2- Tamazian and Rao

آزادسازی مالی و باز بودن مالی، عوامل اساسی برای کاهش انتشار CO_2 هستند. علاوه‌براین، اتخاذ سیاست‌هایی که به آزادسازی و باز بودن مالی برای جذب سطوح بیشتری از R&D، مرتبط با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، معطوف می‌شوند، ممکن است آلودگی زیست محیطی را در این کشورها کاهش دهد(Tamazian, Piñeiro and Vadlamannati, 2009).

۳. مبانی نظری

اقتصاد محیط زیست عمدتاً در سال‌های دهه ۱۹۵۰ میلادی، به عنوان یک موضوع مطرح شد و در آمریکای شمالی بسیار مورد توجه قرار گرفت. بروز اولین تحول و انقلاب در نگرش‌های مربوط به محیط زیست در اواخر دهه ۱۹۶۰ و اوایل دهه ۱۹۷۰ میلادی رخ داد، و مشخصه آن بحث کیفیت محیط زیست در برابر رشد اقتصادی بود. در دهه ۱۹۷۰، اکثر بحث‌ها بر سر این بود که آیا خط مشی‌های اقتصاد سنتی که هدفش افزایش درآمدهای واقعی بود، با توجه به وجود محدودیت‌های رشد اجرا شدنی هست یا خیر وآیا رشد اقتصادی می‌تواند با کیفیت محیط زیست، مطابقت داشته باشد؟ سیاستی که طرفداران محیط زیست در این دهه بر آن اصرار می ورزیدند، آن بود که چنان‌چه قرار باشد کیفیت محیط زیست حفظ شود، رشد اقتصاد و جمعیت باید محدود شود. توجیه منطقی برای حفظ محیط زیست آن بود که حتی سطح ثابت و غیر متغیری از فعالیت اقتصادی نمی‌تواند پایدار بماند، مگر آن که محیط زیست حفظ شود (Pearce and Warford, 1993).

اواخر دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۹۰ میلادی، دومین انقلاب زیست محیطی رخ داد، انقلابی که تجدید نظر و جامعیت بخشیدن به بسیاری از مفاهیم بنیادین و مباحث مربوط به توسعه پایدار را در نظر داشت. در دهه ۱۹۸۰، بحث به این سمت گرایش پیدا کرد که چگونه می‌توان بدون ایجاد خطر برای محیط زیست، به رشد اقتصادی دست یافت. طرفداران نظریه رشد اقتصادی اظهار می‌داشتند که رشد تنها راه ایجاد و تأمین سرمایه لازم جهت حفاظت از محیط زیست است، اما صرف هزینه‌های گزاف در این راه (حفظ محیط زیست)، رشد اقتصادی را محدود نموده، به توانایی رقابت در عرصه‌های بین‌المللی لطمه وارد ساخته و میزان اشتغال را کاهش می‌دهد. از برخی جهات، تغییر نگرش دهه ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰، حاکی از عدم امکان متقاعد کردن کشورهای ثروتمند به این حقیقت که نباید ثروتمندتر شوند، بوده است. موضوع مزبور هم‌چنین حکایت از

تغییر بینش‌ها و برداشت‌ها درباره مدل های سنتی رشد اقتصادی دارد (Pearce and Warford, 1993).

در ادبیات اقتصادی، ارتباط میان تولید ناخالص داخلی سرانه و تخریب محیط زیست به صورت U معکوس، به منحنی زیست محیطی کوزنتس[1] (EKC) معروف است. سیمون کوزنتس[2] (۱۹۵۵)، در مطالعه‌ای با عنوان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد، منحنی کوزنتس را برای اولین بار مطرح کرد(Kuznets, 1955). به عقیده وی، در مسیر توسعه اقتصادی، رابطه بین درآمد سرانه و نابرابری درآمد، به شکل U معکوس است، به طوری که بر اساس این فرضیه، در مراحل اول توسعه اقتصادی و همزمان با افزایش درآمد سرانه، نابرابری توزیع درآمد افزایش و پس از رسیدن به سطح معین یا نقطه برگشت، نابرابری توزیع درآمد به تدریج کاهش می‌یابد. در دهه ۱۹۹۰، با مشاهده شواهدی مبنی بر وجود رابطه، بین شاخص‌های مختلف تخریب محیط زیست و درآمد سرانه به صورت U معکوس، شبیه رابطه موجود بین درآمد سرانه و نابرابری درآمد در منحنی کوزنتس اولیه، منحنی کوزنتس در مطالعات مربوط به محیط زیست نیز وارد و رابطه مذکور بین رشد اقتصادی و شاخص‌های مربوط به آلایندگی (کیفیت محیط زیست) به صورت U معکوس، به منحنی زیست محیطی کوزنتس معروف شد. اولین مطالعه تجربی درباره (EKC) توسط گروسمن و کروگر[3] در سال ۱۹۹۱ در قالب گزارش مطالعاتی با عنوان اثرات زیست محیطی موافقت‌نامه تجارت آزاد آمریکای شمالی[4] انجام گرفت که این گزارش مبنای مطالعات بعدی در این زمینه به شمار آمد(Grossman and Krueger, 1991).

اخیراً مطالعاتی در رابطه با اثر توسعه مالی بر انتشار آلودگی توسط ژانگ (۲۰۱۱)، جلیل و فریدون (۲۰۱۱)، تامازیان و رائو (۲۰۱۰)، تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) انجام شده است که به بررسی میزان اثر توسعه مالی بر انتشار آلودگی در کشورهای مختلف و هم‌چنین کانال‌های اثرگذاری آن پرداخته‌اند. توسعه مالی از طریق چند کانال مختلف می‌تواند بر آلودگی محیط زیست اثرگذار باشد که در قسمت بعدی توضیح داده می‌شود.

1- Environmental Kuznets Curve
2- Kuznets
3- Grossman and Krueger
4- North American Free Trade Agreement (NAFTA)

۳-۱. صنعتی شدن

جنسن[1] (۱۹۹۶) و بانک جهانی[2] (۲۰۰۰)، ذکر کردند توسعه مالی ممکن است باعث افزایش فعالیت‌های صنعتی شود که امکان دارد به نوبه خود، منجر به آلودگی‌های صنعتی گردد(Jensen, 1996; World Bank, 2000). هیکس[3] (۱۹۶۹)، در مورد نقش نظام مالی، معتقد است که نظام مالی، نقش حیاتی در صنعتی شدن کشور انگلستان از طریق تأمین سرمایه لازم برای فعالیت‌های بزرگ ایفا نموده است. وی بیان می‌دارد که بهبود بازار سرمایه که ریسک نقدینگی را کاهش داد، علت اولیه انقلاب صنعتی در انگلستان بود. طبق نظر هیکس، محصولات تولید شده در دهه‌های اول انقلاب صنعتی خیلی قبل‌تر اختراع شده بودند. بنابراین نوآوری‌های تکنولوژیکی منجر به رشد پایدار نشده است. به هر حال، بسیاری از این نوآوری‌های موجود، نیازمند تزریقات زیاد و تعهدات بلندمدت سرمایه بود. یک عامل مهم و جدید که رشد را در قرن ۱۸، در انگلستان به شدت تحریک کرد، «نقدینگی» بازار سرمایه بود. با وجود بازارهای سرمایه نقدینه، پس‌اندازکنندگان می‌توانستند دارایی‌هایشان را مثل سهام، اوراق قرضه یا سپرده‌های دیداری نگهداری کنند، که قادر بودند هرگاه به دنبال دست یافتن به پس‌انداز خود هستند، به سرعت و سهولت آن‌ها بفروشند. به طور همزمان، بازارهای سرمایه این ابزارهای مالی نقدینه را به سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت در فرآیندهای تولیدی غیر نقدینه تبدیل می‌کردند. به دلیل اینکه انقلاب صنعتی، تعهدات سرمایه‌ای بسیاری، برای دوره‌های طولانی نیاز داشت، انقلاب صنعتی بدون این تبدیل نقدینگی امکان وقوع نداشت، بنابراین انقلاب صنعتی می‌بایست منتظر انقلاب مالی می‌ماند (Bencivenga, Smith and Starr, 1995).

هم‌چنین در نیمه دوم قرن ۱۹، بازار سهام نقش مهمی را در تأمین مالی صنعت در بریتانیا ایفا کرد و حدود یک چهارم تشکیل سرمایه از طریق بورس سهام در سال ۱۸۵۳ حاصل شد که در سال ۱۹۱۳ به یک سوم ارتقاء یافت (Michie, 1987).

1- Jensen
2- World Bank
3- Hicks

۳-۲. نوآوری تکنولوژیکی

شومپیتر[1] (۱۹۱۱)، استدلال می‌کند که عملکرد مطلوب بانک‌ها، ابداعات تکنولوژیک و به تبع آن رشد اقتصادی را تحریک می‌کند(Schumpeter, 1911). بیردسال و ویلر[2] (۱۹۹۳) و فرانکل و رز[3] (۲۰۰۲) بیان کرده‌اند که کشورهای در حال توسعه ممکن است از طریق توسعه مالی به تکنولوژی‌های جدید دوستار محیط‌زیست[4] دسترسی پیدا کنند که این امر می‌تواند بهبود وضعیت محیط زیست را به همراه داشته باشد(Birdsall and Wheeler, 1993; Frankel and Rose, 2002). بازارهای سرمایه به خوبی توسعه‌یافته و بانک های قوی ممکن است، پیشرفت تکنولوژی و بهره‌وری را با استفاده از یک سری از راه‌ها ترویج کنند:

پذیرش تکنولوژی‌هایی که به مبالغ زیادی از سرمایه‌گذاری نیاز دارند و این سرمایه می‌تواند به آسانی در سیستم‌های مالی خوب توسعه یافته تأمین شود (Tadesse, 2005).

بازارها و نهادهای مالی خوب توسعه یافته، پذیرش تکنولوژی‌های تولیدی با بهره وری بالا و طولانی را از طریق کاهش ریسک نقدینگی سرمایه‌گذاران تشویق می‌کنند (Bencivenga, Smith and Starr, 1995; Bencivenga and Smith, 1991; Greenwood and Jovanovic, 1990).

در نهایت با ارائه و فراهم آوردن مصون‌سازی و امکانات دیگر به اشتراک‌گذاری ریسک، بازارها و مؤسسات مالی، پذیرش تکنولوژی‌های تخصصی را در مقابل تکنولوژی‌های کلی و در نتیجه تکنولوژی‌های پر مخاطره ترویج می‌کنند (Tadesse, 2005).

واسطه‌های مالی علاوه بر شناسایی بهترین تکنولوژی‌های تولیدی، می‌توانند نرخ نوآوری‌های تکنولوژیکی را از طریق شناسایی کارآفرینان با بالاترین شانس موفقیت در راه‌اندازی کالاهای جدید و فرآیندهای تولیدی افزایش دهند (King and Levine, 1993; Galetovic, 1996; Blackburn and Hung, 1998; Morales, 2003; Acemoglu, Aghion and Zilibotti, 2003).

1- Schumpeter
2- Birdsall and Wheeler
3- Frankel and Rose
4- Environmental Friendly Technology

۳-۳. هزینه‌های سرمایه

توسعه بخش مالی به احتمال زیاد برای عملکرد زیست محیطی مهم می‌باشد. بدیهی است که توسعه بیشتر بخش مالی می‌تواند منابع مالی بیشتری را در هزینه‌های پایین‌تر، از جمله برای سرمایه‌گذاری در پروژه‌های زیست محیطی فراهم کند. توانایی جمع‌آوری چنین تأمین مالی، ممکن است به خصوص برای دولت‌ها (در سطح محلی، ایالتی و ملی)، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد (Claessens and Feijen, 2007).

گروسمن و کروگر (۱۹۹۵)، هالیجیوغلو[1] (۲۰۰۹)، تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) و تامازیان و رائو (۲۰۱۰)، مطالعات مهمی را در زمینه توسعه مالی بر محیط زیست انجام دادند و توسعه مالی را به عنوان یک عامل تعیین‌کننده مهم بر عملکرد محیط زیست در نظر گرفته و استدلال کردند که توسعه مالی ممکن است منابع مالی بیشتری را برای پروژه‌های محیط زیست در هزینه‌های مالی کمتری فراهم کند. در کشورهای از نظر مالی توسعه یافته، به دلایل مختلف زیر، هزینه‌های سرمایه باید پایین‌تر باشد:

توسعه مالی منجر به بهبود پس‌انداز، بسیج سرمایه و افزایش عرضه سرمایه برای سرمایه‌گذاری می‌شود. هزینه‌های کمتر می‌تواند ناشی از تعدادی از عوامل از جمله کاهش هزینه‌های معاملاتی و بهبود نقدینگی باشد، که با بهبود ظرفیت سیستم مالی در تأمین سرمایه‌های بزرگ همراه است.

توسعه مالی، اداره امور شرکت‌ها را بهبود می‌بخشد که منجر به بهبود مشکلات نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. بازارهای مالی خوب توسعه یافته، مقررات و عملکرد مدیریتی را از طریق تسهیل نظارت خارجی در قالب فعالیت‌های سهامداران و افزایش شفافیت، بهبود می‌دهند.

کاهش هزینه‌های واقعی می‌تواند ناشی از پیشرفت‌های تکنولوژیکی باشد که به نوبه خود می‌تواند مربوط به اثر توسعه مالی در بسیج سرمایه و به اشتراک‌گذاری ریسک شود (Tadesse, 2005).

1- Halicioglu

۴. معرفی الگوی تحقیق و روش برآورد

۴-۱. الگوی تحقیق

در این تحقیق جهت بررسی اثر توسعه مالی بر انتشارگاز CO_2 در ایران، از سه شاخص مهم و پرکاربرد توسعه مالی که مورد تأیید بانک جهانی است شامل: ۱) نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی (LY)، ۲) دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های بانک‌ها و بانک مرکزی (BANK) و ۳) نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی (PRIVY)، استفاده شده است که هر کدام به صورت جداگانه در مدل وارد می‌شوند.

در این مطالعه علاوه بر متغیرهای اصلی، از متغیرهای کنترلی مانند درآمد سرانه واقعی بدون نفت، مصرف سرانه انرژی و نسبت واردات و صادرات به GDP استفاده شده است و دوره زمانی مورد بررسی در این تحقیق سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۷ می‌باشد.

$$LCO2_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LE_t + \beta_3 LEX_t + \beta_4 LIM_t + \beta_5 FD_t + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در اینجا:

LCO_2: انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن (متریک تن)

LLY: نقدینگی به تولید ناخالص داخلی

LBANK: دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های بانک‌ها و بانک مرکزی

LPRIVY: بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی

LGDP: تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی بدون نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیون ریال)

LE: مصرف سرانه نهایی انرژی (بشکه به ازای هر نفر)

LEX: صادرات به تولید ناخالص داخلی

LIM: واردات به تولید ناخالص داخلی

داده‌های دی‌اکسیدکربن از مرکز تحلیل اطلاعات کربن[1] (CDIAC)، داده‌های مربوط به شاخص‌های توسعه مالی از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه‌های بانک مرکزی، داده‌های درآمد سرانه واقعی بدون نفت، واردات و صادرات از

1- Carbon Dioxide Information Analysis Center

حساب‌های ملی ایران منتشر شده توسط بانک مرکزی و داده‌های مصرف سرانه انرژی از ترازنامه‌های انرژی جمع‌آوری شده‌اند.

۴-۲. روش آزمون ARDL

روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی پسران و شین[1] (۱۹۹۹)، نسبت به درجه جمعی متغیرهای توضیحی حساس نبوده و هم‌چنین با انتخاب تعداد وقفه مناسب در مدل، برآورد سازگاری از ضرایب بلندمدت ارائه می‌دهد. الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی رگرسیونی به طور کلی به صورت ARDL $(p,q_1,q_2,\ldots,q_k)$ است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\alpha(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i\ (L,q_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \qquad t = ۱,۲,\ldots,n \qquad (۲)$$

این معادله، رابطه پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد، به طوری که:

$$\alpha(L,p) = ۱ - \alpha_۱L - \alpha_۲L^۲ - \ldots - \alpha_pL^p \qquad (۳)$$

$$\beta_i(L,q_i) = ۱ - \beta_{i۱}L - \beta_{i۲}L^۲ - \ldots - \beta_{iq}L^q \qquad i = ۱,۲,\ldots,n \qquad (۴)$$

در اینجا Y_t متغیر وابسته، α_0 عرض از مبدأ، X_{it} متغیرهای مستقل، L عملگر وقفه، p تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته، q تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیرهای مستقل و W_t شامل متغیرهای از پیش تعیین شده مانند متغیرهای مجازی، روند و سایر متغیرهای برون‌زا با وقفه ثابت می‌باشند.

در مرحله اول به منظور انجام آزمون همجمعی(برای تشخیص وجود ارتباط بلندمدت در مدل) از روش بنرجی، دولادو و مستر[2] استفاده می‌شود. آزمون آن‌ها بر مبنای آماره t بوده که مرتبط با ضرایب با وقفه متغیر وابسته می‌باشد. برای انجام این آزمون باید عدد ۱ از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار مذکور تقسیم شود. اگر قدر مطلق آماره t محاسبه شده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و دیگران بیشتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

1- Pesaran and Shin
2- Banerjee, Dolado and Mestre

$$t = \frac{\hat{\alpha}_i - 1}{S_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۵)$$

در صورتی‌که در مرحله اول روش ARDL، وجود رابطه بلندمدت پایدار در مدل تأیید شود، در مرحله دوم ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت برآورد می‌شود(Tashkini, 2005).

۵. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۵-۱. آزمون ریشه واحد

برای برآورد مدل، ابتدا آزمون‌های ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) بر روی تمام متغیرها در دوره ۱۳۵۲-۱۳۹۰ انجام شده است. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح، نشان می‌دهد که تمام متغیرها به جز صادرات و مصرف سرانه انرژی (این متغیر دارای روند و در حالت با عرض از مبدأ و روند پایاست) در سطح پایا نیستند ولی تفاضل مرتبه اول آن‌ها پایاست (LGDP دارای روند است و تفاضل مرتبه اول آن در حالت با عرض از مبدأ و روند پایا می‌باشد). بنابراین مشکلی به لحاظ وجود متغیرهای I(2) وجود ندارد.

جدول(۱): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مقادیر سطح متغیرها

متغیر	بدون روند		با روند		نتیجه
	مرتبه	مقدار محاسباتی	مرتبه	مقدار محاسباتی	
LCO_2	ADF(۱)	-۰/۲۵۱۴۰	DF	-۳/۵۴۲۷	ناپایا
LLY	DF	-۱/۴۳۲۹	DF	-۰/۹۳۵۲۰	ناپایا
LBANK	DF	-۱/۶۵۱۶	DF	-۰/۶۹۴۸۴	ناپایا
LPRIVY	ADF(۱)	-۱/۲۳۲۹	DF	-۰/۹۸۵۱۵	ناپایا
FDI	DF	-۱/۶۶۲۹	DF	-۲/۰۵۶۴	ناپایا
LGDP	ADF (۸)	-۰/۸۷۲۸۷	ADF (۸)	-۱/۵۳۵۸	ناپایا
LE	ADF (۳)	-۰/۰۹۰۹۶۷	ADF (۲)	-۳/۶۶۷۸	پایا
LEX	ADF (۸)	-۴/۴۹۶۴	ADF (۸)	-۳/۷۴۳۵	پایا
LIM	DF	-۲/۰۲۶۷	DF	-۱/۶۰۲۹	ناپایا

توجه: مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ در حالت بدون روند ۲/۹۷۵۰- و در حالت با روند ۳/۵۸۶۷- است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲. آزمون همجمعی و برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در الگوی ARDL

برای برآورد مدل‌ها، ابتدا مدل‌های پویای ARDL، برای هر یک از شاخص‌های توسعه مالی

به طور جداگانه برآورد و با استفاده از آن وجود همجمعی‌های بلندمدت بر اساس آماره t محاسبه شده است. نتایج آزمون t در جدول (۳) آورده شده و نشان می‌دهند که یک رابطه تعالی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۹٪ در تمامی مدل‌ها وجود دارد.

جدول(۲): نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	بدون روند		بارووند		نتیجه
	مرتبه	مقدار محاسباتی	مرتبه	مقدار محاسباتی	
$DLCO_2$	DF	-۷/۲۸۰۷	DF	-۷/۱۶۶۳	پایا
DLLY	DF	-۴/۰۴۹۸	DF	-۴/۰۲۷۹	پایا
DLBANK	DF	-۴/۰۱۰۸	DF	-۴/۳۹۴۳	پایا
DLPRIVY	DF	-۴/۱۳۲۳	DF	-۴/۱۰۴۷	پایا
DFDI	DF	-۴/۵۹۵۵	DF	-۴/۵۱۱۷	پایا
DLGDP	DF	-۲/۹۵۷۹	ADF(۲)	-۴/۷۲۰۱	پایا
DLIM	DF	-۴/۴۸۸۴	DF	-۴/۴۷۴۴	پایا

توجه: مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪ در حالت بدون روند ۲/۹۷۹۸- و در حالت بارووند ۳/۵۹۴۳- است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳): نتایج آزمون همجمعی در الگوی ARDL

الگو	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	آماره t
۱	LCO_2	LGDP, LE, LEX, LIM, LLY	-۷/۴۱*
۲	LCO_2	LGDP, LE, LEX, LIM, LPRIVY	-۹/۳۷*
۳	LCO_2	LGDP, LE, LEX, LBANK	-۷/۰۱*

توجه: مقدار بحرانی آماره بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۹۹٪ در حالت ۴ و ۵ متغیر توضیحی، ۴/۸۵- و ۵/۰۴- می‌باشد. * معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در الگوی (۳) به علت بی‌معنی بودن متغیر LIM، این متغیر از این الگو حذف شد. با توجه به این که رابطه بلندمدت برای هر سه الگو برقرار است، الگوی ARDL و تصحیح خطای آن‌ها برآورد می‌شود. ضرایب برآوردی برای معادلات بلندمدت در جدول (۴) و برای معادلات کوتاه‌مدت در جدول (۵) آمده است. ضرایب بلندمدت نشان می‌دهند که کشش‌های بلندمدت انتشار کربن نسبت به درآمد سرانه واقعی بدون نفت، مصرف سرانه انرژی و صادرات در ایران طی

دوره مورد نظر مثبت و نسبت به واردات منفی می‌باشند؛ یعنی با افزایش درآمد، مصرف انرژی و صادرات میزان انتشار CO_2 در ایران افزایش و با افزایش واردات میزان انتشار آن کاهش می‌یابد که با مبانی نظری سازگار است. بر طبق نتایج به دست آمده، رابطه شاخص بدهی‌های نقدی به GDP (LLY)، با انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران طی دوره مورد نظر چه در بلندمدت و چه در کوتاه مدت، مثبت و در سطح ۹۵٪ معنی‌دار و ضرایب آن به ترتیب برابر با (۰/۲۵۷) و (۰/۱۷۵) می‌باشند. هم‌چنین، ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP (LPRIVY) نیز مثبت و در سطح ۹۹٪ معنی‌دار و به ترتیب برابر با (۰/۲۵۷) و (۰/۱۷۵) می‌باشند. علاوه بر این، اثر شاخص دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های سیستم بانکی (LBANK) بر انتشار CO_2 در بلندمدت بی‌معنی و در کوتاه‌مدت در سطح ۹۰٪ معنی‌دار و منفی و حدود ۰/۲۰۵- برآورد شده است.

جدول(۴): نتایج ضرایب بلندمدت الگوی ARDL

الگوی ۱			الگوی ۲			الگوی ۳		
ARDL(۱,۱,۰,۰,۰,۰)			ARDL(۱,۱,۰,۰,۰,۰)			ARDL(۱,۱,۱,۰,۰)		
متغیر	ضرایب	آماره t	متغیر	ضرایب	آماره t	متغیر	ضرایب	آماره t
LGDP	۰/۷۳۴*	۵/۴۳	LGDP	۰/۴۷۳*	۵/۱۲	LGDP	۰/۴۲۸*	۴/۱۳
LE	۰/۲۹۵*	۲/۹۱	LE	۰/۲۵۷*	۳/۳۰	LE	۰/۵۴۴*	۷/۹۴
LEX	۰/۴۳۹*	۶/۴۰	LEX	۰/۳۸۱*	۹/۵۳	LEX	۰/۳۸۵*	۷/۵۵
LIM	-۰/۱۸۰**	-۲/۳۲	LIM	-۰/۲۳۴*	-۳/۶۵	LIM	-	-
LLY	۰/۲۵۷**	۲/۰۴	LPRIVY	۰/۳۰۴*	۳/۵۹	LBANK	-۰/۲۶۰	-۱/۶۶

توجه: * و ** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪ را به ترتیب نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۵): نتایج ضرایب کوتاه‌مدت الگوی ARDL

الگوی ۱			الگوی ۲			الگوی ۳		
ARDL(۱,۱,۰,۰,۰,۰)			ARDL(۱,۱,۰,۰,۰,۰)			ARDL(۱,۱,۱,۰,۰)		
متغیر	ضرایب	آماره t	متغیر	ضرایب	آماره t	متغیر	ضرایب	آماره t
dLLY	۰/۱۷۵**	۲/۲۰	dLPRIVY	۰/۲۳۳*	۳/۵۸	dLBANK	-۰/۲۰۵***	-۱/۸۲
Ecm(-۱)	-۰/۶۸۳*	-۷/۵۷	Ecm(-۱)	-۰/۷۶۵*	-۹/۳۷	Ecm(-۱)	-۰/۷۹۱*	-۷/۰۱

توجه: *، ** و *** معنی‌داری در سطح ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ را به ترتیب نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضرایب تصحیح خطای ((ecm(-۱) در هر سه معادله منفی و در سطح ۹۹٪ معنی‌دار می‌باشند. مقدار این ضرایب از ۰/۶۸- تا ۰/۷۹- بوده و نشان می‌دهند که در صورت انحراف از تعادل، در هر دوره چه میزان از عدم تعادل کوتاه‌مدت انتشار CO_2 برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

۵-۳. بررسی رابطه علی با استفاده از آزمون علیت به روش تصحیح خطا

برای بررسی رابطه علی با استفاده از آزمون علیت به روش تصحیح خطا از الگوی زیر استفاده می‌شود[۱]:

$$(1-L)\begin{bmatrix} LCO2 \\ LGDP \\ LE \\ LEX \\ LIM \\ LFD \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p}(1-L)\begin{bmatrix} \beta_{11i} & \beta_{12i} & \beta_{13i} & \beta_{14i} & \beta_{15i} & \beta_{16i} \\ \beta_{21i} & \beta_{22i} & \beta_{23i} & \beta_{24i} & \beta_{25i} & \beta_{26i} \\ \beta_{31i} & \beta_{32i} & \beta_{33i} & \beta_{34i} & \beta_{35i} & \beta_{36i} \\ \beta_{41i} & \beta_{42i} & \beta_{43i} & \beta_{44i} & \beta_{45i} & \beta_{46i} \\ \beta_{51i} & \beta_{52i} & \beta_{53i} & \beta_{54i} & \beta_{55i} & \beta_{56i} \\ \beta_{61i} & \beta_{62i} & \beta_{63i} & \beta_{64i} & \beta_{65i} & \beta_{66i} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} LCO2_{t-i} \\ LGDP_{t-i} \\ LE_{t-i} \\ LEX_{t-i} \\ LIM_{t-i} \\ LFD_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \vartheta \\ \gamma \\ \vartheta \\ \tau \\ \varphi \\ \varphi_{(5)} \end{bmatrix}[ECT_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

که در اینجا (L-۱) عملگر تفاضل و ECT_{t-1} عبارت تصحیح خطای وقفه‌ای حاصل از رابطه همجمعی است. آماره F مربوط به تفاضل متغیرهای توضیحی، دلالت بر اثرات علی کوتاه‌مدت دارد، در حالی‌که اثرات علی بلندمدت از طریق معنی‌داری ضریب بخش تصحیح خطای باوقفه، توسط آماره t تعیین می‌شود (Narayan and Smyth, 2005). بررسی رابطه علی بلندمدت در ابتدا مستلزم وجود یک رابطه بلندمدت دو طرفه میان متغیرهای الگو می‌باشد که این رابطه با استفاده از آماره t روش بنرجی، دولادو و مستر در جداول (۳) و (۶) بررسی شده است و در حالتی که این رابطه بلندمدت تأیید شود به بررسی رابطه علی بلندمدت پرداخته خواهد شد. با توجه به نتایج جداول (۳) و (۶) فقط در حالتی که دو متغیر LLY و LBANK متغیر وابسته هستند، رابطه

۱- با توجه به تعداد زیاد روابط، رابطه علی تنها برای حالتی که متغیرهای LCO2 و LFD متغیر وابسته هستند، بررسی می‌شود.

بلندمدت در الگو تأیید نمی‌شود. جدول (۷)، نتایج علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از الگوی تصحیح خطای برآورد شده نشان می‌دهد:

جدول(۶): نتایج آزمون همجمعی بلندمدت در الگوی ARDL

متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	آماره t
LLY	LCO_2, LGDP, LE, LEX, LIM	-۲/۶۱
LPRIVY	LCO_2, LGDP, LE, LEX, LIM	-۴/۷۲*
LBANK	LCO_2, LGDP, LE, LEX	-۲/۳۵

توجه: مقدار بحرانی آماره بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۹۵٪ در حالت ۴ و ۵ متغیر توضیحی، ۴/۰۵- و ۴/۴۳- می‌باشد. * معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون علیت در جدول (۷)، بیانگر این است که درآمد سرانه، مصرف سرانه انرژی، صادرات، واردات و سه شاخص توسعه مالی یعنی بدهی‌های نقدی به GDP، بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP و دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های سیستم بانکی، علت کوتاه‌مدت انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشند و در معادلاتی که انتشار دی‌اکسیدکربن به عنوان متغیر وابسته است، آماره t روی ضریب بخش تصحیح خطا در هر سه الگوی در برگیرنده شاخص‌های توسعه مالی، دلالت بر وجود رابطه علی بلندمدت از طرف این متغیرها بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد. هم‌چنین، وجود رابطه علی بلندمدت برای شرایطی که بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP، به عنوان متغیر وابسته هست، صادق است.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت یک رابطه علی یک طرفه از سه شاخص توسعه مالی بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن وجود دارد و در بلندمدت نیز یک رابطه علی یک طرفه از دو شاخص بدهی‌های نقدی به GDP و دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های سیستم بانکی بر انتشار گاز CO_2 وجود دارد. نتایج هم‌چنین، یک رابطه علی بلندمدت دو طرفه را بین شاخص بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP و انتشار گاز CO_2 تأیید می‌نماید. البته این نتیجه که انتشار کربن عامل بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی است، در واقعیت کاربردی ندارد و حاصل روابط ریاضی است.

جدول(۷): نتایج آزمون علیت به روش تصحیح خطا

متغیر وابسته	آماره F (سطح احتمال)								Ecm(-۱) (آماره t)
	dLCO2	dLGDP	dLE	dLEX	dLIM	dLLY	dLPRIVY	dLBANK	
dLCO2	-	۱۵/۴۶* (۰/۰۰۰)	۷/۵۵* (۰/۰۰۶)	۴۸/۵۵* (۰/۰۰۰)	۵/۷۳** (۰/۰۱۷)	۴/۸۴** (۰/۰۲۸)	-	-	-۰/۶۸* (-۷/۵۷)
dLCO2	-	۲۰/۶۷* (۰/۰۰۰)	۱۰/۸۵* (۰/۰۰۱)	۷۴/۳۰* (۰/۰۰۰)	۱۲/۶۲* (۰/۰۰۰)	-	۱۲/۸۵* (۰/۰۰۰)	-	-۰/۷۶* (-۹/۳۷)
dLCO2	-	۱۰/۰۸* (۰/۰۰۱)	۰/۳۲ (۰/۵۶۷)	۵۹/۲۹* (۰/۰۰۰)	-	-	-	۳/۳۴*** (۰/۰۷۶)	-۰/۷۹* (-۷/۰۱)
dLLY	۰/۱۲ (۰/۷۲۵)	۰/۱۱ (۰/۷۲۹)	۱۴/۸۳* (۰/۰۰۰)	۰/۱۹ (۰/۶۶۱)	۲/۷۲*** (۰/۰۹۹)	-	-	-	-
dLBANK	۲/۶۶ (۰/۱۰۳)	۰/۰۷ (۰/۷۷۸)	۶/۰۷** (۰/۰۱۴)	۵/۴۹** (۰/۰۱۹)	-	-	-	-	-
dLPRIVY	۱/۲۷ (۰/۲۵۸)	۰/۰۰۰۵۳ (۰/۹۸۱)	۸/۲۹* (۰/۰۰۴)	۱/۷۳ (۰/۱۸۸)	۱۴/۸۶* (۰/۰۰۰)	-	-	-	-۰/۵۳* (-۴/۷۲)

توجه: *، ** و *** معنی‌داری در سطح ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ را به ترتیب نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

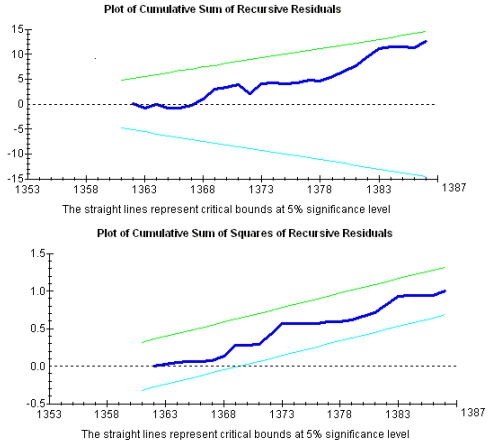
۵-۴. آزمون‌های ثبات و تشخیص

پارامترهای برآوردی ممکن است طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند (Hansen, 1992). لذا انجام آزمون ثبات ساختاری[1] ضروری به نظر می‌رسد. آزمون‌های تشخیص برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرارمی‌گیرند.

در این مطالعه از نمودارهای CUSUM[2] و CUSUMSQ[3]، برای ثبات مدل استفاده شده است. اگر نمودار آماری یکی از خط‌های طرفین را در سطح ۵٪ قطع نماید، مدل با ثبات نخواهد بود. مطابق با نمودارهای (۱) تا (۳)، ثبات دائمی بلندمدت برای سه الگو قابل قبول می‌باشد زیرا در تمامی نمودارها، نمودار آماری درون فاصله اطمینان ۹۵٪ واقع شده و فرض صفر مبنی بر وجود

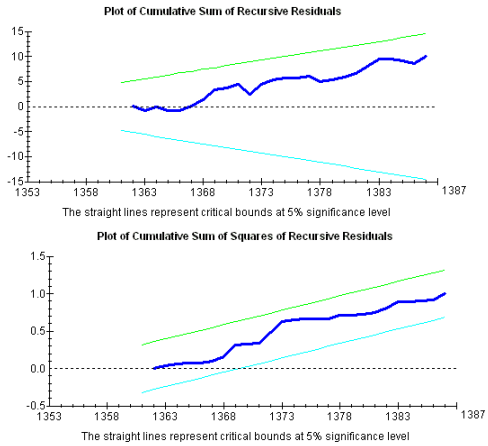
1- Structural Stability
2- Cumulative Sum of Recursive Residuals
3- Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

ثبات ساختاری رد نمی‌شود.



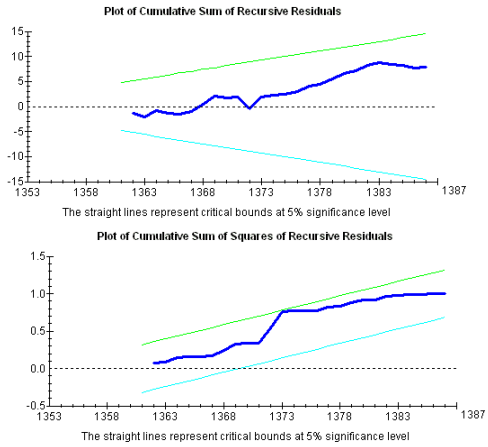
نمودار (۱): آزمون ثبات ساختاری برای الگوی شامل متغیر LLY

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (۲): آزمون ثبات ساختاری برای الگوی شامل متغیر LPRIVY

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (۳): آزمون ثبات ساختاری برای الگوی شامل متغیر LBANK

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، رابطه بین انتشار گاز دی‌اکسیدکربن و شاخص‌های توسعه مالی به همراه متغیرهایی شامل درآمد سرانه واقعی بدون نفت، مصرف سرانه انرژی و نسبت صادرات و واردات به GDP، در ایران طی دوره ۱۳۵۲-۱۳۹۰، با استفاده از الگوی ARDL بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که کشش‌های بلندمدت انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به درآمد سرانه واقعی بدون نفت، مصرف سرانه انرژی و صادرات در ایران طی دوره مورد نظر مثبت و نسبت به واردات منفی می‌باشد که با مبانی نظری سازگار است.

نتایج هم‌چنین نشان می‌دهد که دو متغیر بدهی‌های نقدی به GDP و بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP، بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران طی دوره مورد نظر چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت، به ترتیب در سطح ۹۵٪ و ۹۹٪ اثر مثبت و معنی‌دار دارند. اکثر مطالعات انجام شده در رابطه با اثر توسعه مالی بر انتشار CO_2 در کشورهای مختلف از جمله چین، هند، برزیل، روسیه و اقتصادهای در حال گذار نشان می‌دهند که توسعه مالی در آن کشورها باعث کاهش انتشار CO_2 شده است. ولی نتایج به دست آمده در این مطالعه اثر متفاوتی را نشان می‌دهد، یعنی طی دوره مورد مطالعه، توسعه مالی در ایران باعث افزایش انتشار گاز CO_2 شده است. با یک درصد افزایش در شاخص‌های بدهی‌های نقدی به GDP و بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی

به GDP، انتشار CO_2 در بلندمدت به ترتیب (۰/۲۵۷) و (۰/۳۰۴) درصد افزایش می‌یابد که می‌توان نتیجه گرفت با توجه به دو اثر متفاوت ۱) افزایش فعالیت‌های صنعتی که باعث افزایش مقیاس تولید و افزایش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن می‌شود و ۲) افزایش نوآوری‌های تکنولوژیکی از جمله تکنولوژی‌های دوستار محیط زیست و شناسایی بهترین تکنولوژی‌های تولیدی و تأمین منابع مالی ارزان‌تر برای انجام سرمایه‌گذاری در پروژه‌های مربوط به محیط زیست پاک که باعث کاهش انتشار CO_2 می‌شود، اثر اول بر اثر دوم غالب گشته و توسعه مالی در ایران باعث افزایش انتشار گاز CO_2 شده است.

ضریب به دست آمده برای شاخص دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های سیستم بانکی نشان می‌دهد که در بلندمدت این متغیر اثری بر انتشار گاز CO_2 در ایران ندارد و در کوتاه‌مدت اثر آن در سطح ۹۰٪ معنی‌دار و حدود ۰/۲۰۵- است. با توجه به این که قسمتی از دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری، سپرده‌های قانونی و دیداری نزد بانک مرکزی و بدهی بخش دولتی به این بانک‌ها می‌باشد، درصدی از دارایی‌های داخلی بانک های تجاری از چرخه وام‌دهی به بنگاه‌ها برای افزایش فعالیت‌های صنعتی و افزایش مقیاس تولید حذف می‌شود و با افزایش این شاخص در کوتاه‌مدت، انتشار گاز CO_2 در ایران کاهش می‌یابد.

نتایج آزمون علیت بر اساس الگوی تصحیح خطا نشان می دهد که در کوتاه‌مدت درآمد سرانه، مصرف انرژی سرانه، صادرات، واردات و سه شاخص توسعه مالی یعنی بدهی‌های نقدی به GDP، بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP و دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های سیستم بانکی، علت کوتاه‌مدت انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشند و رابطه علی یک طرفه از سه شاخص توسعه مالی به انتشار گاز دی‌اکسیدکربن وجود دارد. در بلندمدت نیز رابطه علی یک طرفه از دو شاخص بدهی‌های نقدی به GDP و دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های سیستم بانکی، به انتشار CO_2 وجود دارد. نتایج هم‌چنین، رابطه علی دو طرفه بین شاخص بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به GDP و انتشار CO_2 را تأیید می‌نمایند. البته این نتیجه که انتشار کربن عامل بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی است، در واقعیت کاربردی ندارد و حاصل روابط ریاضی است.

با توجه به نتایج تحقیق می‌توان پیشنهادهای سیاستی زیرا را ارائه نمود:

- تخصیص درصدی از وام‌ها به فعالیت‌های R&D بنگاه‌ها در زمینه بهبود تکنولوژی

- نظارت دقیق بر وام های اعطایی در زمینه بهبود تکنولوژی و تحقیق و توسعه در صنایع دریافت کننده وام
- ایجاد مشوق‌های بانکی (ارزی- ریالی) برای بنگاه‌هایی که در زمینه تکنولوژی‌های دوستدار محیط زیست فعالیت انجام می‌دهند.
- تخصیص درصدی از وام‌ها به صنایع برای بهبود تکنولوژی‌های موجود و تغییر آن‌ها به تکنولوژی‌های دوستدار محیط زیست

Refrences

[1] Acemoglu, D., Aghion, P., Zilibotti, F. (2003). **Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth**, *National Bureau of Economic Growth*, Working Paper No. 9066.

[2] Bencivenga, V., Smith, B. (1991). **Financial Intermediation and Endogenous Growth**. *Review of Economic Studies*, 58, pp. 195-209.

[3] Bencivenga, V., Smith, B., Starr, R. (1995). **Transactions Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth**. *Journal of Economic Theory*, 67, pp. 153-177.

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

[5] Blackburn, K., Hung, V.T.Y. (1998). **A Theory of Growth**, **Financial Development and Trade**. *Economica*, 65, pp. 107–124.

[6] Claessens, S., Feijen, E. (2007). **Financial Sector Development and the Millennium Development Goals.** *World Bank Working Paper*, No. 89. The World Bank.

[7] Frankel, J., Rose, A. (2002). **An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income**. *Quarterly Journal of Economics*, 117 (2), pp. 437–466.

[8] Galetovic, A. (1996). **Specialization, Intermediation and Growth**. *Journal of Monetary Economics*, 38, pp. 549-59.

[9] Greenwood, J., Jovanovic, B. (1990). **Financial Development, Growth, and the Distribution of Income**. *Journal of Political Economy*, 98, pp. 1076-1107.

[10] Grossman, G., Krueger, A. (1995). **Economic Growth and the Environment**. *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 353–377.

[11] Grossman, G.M., Krueger, A.B. (1991). **Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement**. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 3914. NBER, Cambridge, MA.

[12] Halicioglu, F. (2009). **An Econometric Study of CO2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey**. *Energy Policy*, 37

(3), pp. 1156–1164.
[13] Hansen, B., (1992). **Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes**. *Journal of Business and Economic Statistics*,10, pp. 321–335.
[14] Hicks, J. (1969). **A Theory of Economics History**. *Oxford: Clarendon Press.*
[15] Jalil , A., Feridun, M. (2011). **The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis**. *Energy Economics*, 33, pp. 284–291.
[16] Jensen, V. (1996). **The Pollution Haven Hypothesis and the Industrial Flight Hypothesis: Some Perspectives on Theory and Empirics**. *Working Paper*, No. 1996.5. Centre for Development and the Environment, University of Oslo.
[17] King, R. G., Levine, R. (1993). **Finance and Growth: Schumpeter Might be Right**. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), pp. 717-737.
[18] King, R.G., Levine, R. (1992). **Financial Indicators and Growth in a Cross Section of Countries**.*World Bank Working Paper*, No. 819.
[19] Kuznets, S. (1955). **Economic Growth and Income Inequality**. *American Economic Review*, 45, pp. 1– 28.
[20] Michie, R. (1987). **The London and New York Stock Exchanges 1850-1914**, *London: Allen and Unwin*.
[21] Morales, M.F. (2003). **Financial Intermediation in a Model of Growth Through Creative Descruction**. *Macroeconomic Dynamics*, 7, pp. 363-93.
[22] Narayan, P.K., Smyth, R. (2005). **Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidence from Multivariate Granger Causality Tests**. *Energy Policy*, 33(9), pp. 1109–1116.
[23] Nazifi, F. (2004). **Financial Development and Economic Growth in Iran**. *Economic Bulletin*, 14, pp. 97-129. (in Persian)
[24] Pajoyan, J., Morad Hasel, N. (2007). **The Effect of Economic Growth on Air Pollution**. *Journal of Economic Research*, 7(4), pp. 141-160. (in Persian)
[25] Pearce, D.W., Warford, J.J. (1993). **World without End, Economics, Environment and Sustainable Development**. Translated by Koocheki, A., Dehghanian, S., Kolahi Ahari, A., Mashhad, Ferdowsi University of Mashhad Press. (in Persian)
[26] Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). **An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis**, In: M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin, Editors, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, 1998.*
[27] Schumpeter, J.A. (1912). **Theorie der Wirtschaftlichen Entwicklung**. Leipzig: Dunker and Humblot. [The Theory of Economic Development, 1912, translated by R. Opie. Cambridge, *MA: Harvard University Press*, 1934.]
[28] Schumpeter. J.A. (1911). **The Theory of Economic Development**, *Harvard*

University Press, Cambridge.
[29] Tadesse, S. (2005). **Financial Development and Technology**, *William Davidson Institute Working Paper*, No. 749. (2005).
[30] Tamazian, A., Piñeiro, J., Vadlamannati, K.C. (2009). **Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from BRIC Countries**. *Energy Policy*, 37 (1), pp. 246–253.
[31] Tamazian, A., Rao, B.B. (2010). **Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies**. *Energy Economics*, 32 (1), pp. 137–145.
[32] World Bank. (2000). **Is Globalization Causing a "Race to the Bottom" in Environmental Standard?** *PREM Economic Policy Group and Development Economics Group*, April.
[33] World Economic Forum, Davos. (2010). **Financial Development Report**, *USA Inc: New York, USA*.
[34] Zhang, Y.J. (2011). **The Impact of Financial Development on Carbon Emissions: An Empirical Analysis in China**. *Energy Policy*, 39, pp. 2197–2203.