



Impact of Banking Development on CO₂ Emissions in Iran

Naghmeh Ghorashi (Ph.Ds)¹, Abbas Alavi Rad (Ph.D)²

1.Department of Economics, Kerman Branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran.

2.Corresponding Author: Department of Economics, Kerman Branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran.Email: alavi_rad@abarkouhiau.ac.ir Tel: 09133511972

Abstract

Introduction: Identifying the effect of energy consumption, economic growth and foreign trade on CO₂ emissions have been studied at both national and international levels. However, there have been very few researches on the effect of financial and banking development on the CO₂ emissions, especially in Iran. So, this study aimed to cover this research gap.

Methods: This study was a time-series analyses over the period of 1971-2011. In order to investigate about existence of a long-run co-integration relationship between CO₂ emissions and banking development indicators in Iran, long-run coefficients were estimated by Autoregressive Distributed Lag (ARDL) and Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) approaches. Moreover, to carry out the econometric tests Microfit (5.0) and Eviews (9.0) software were used.

Results: Findings showed that the domestic credit to private sector by banks per capita (Banking Development Indicator) reduces CO₂ emissions in Iran. In addition, results confirm with theories and other empirical studies showed that energy consumption and economic growth have positive and significant effect on CO₂ emissions in long-run.

Conclusion: The government can help to improve environment quality by establishing a strong policy making on credit to firms by banking system. Because in this framework firms to receive credit from banking system are required codified programs to reduce negative outcomes of energy consumption and this lead to a less CO₂ emissions in long-run.

Keywords: CO₂ emissions, Banking development, Energy consumption, ARDL, DOLS

Conflict of interest: The authors declared that there is no Conflict interests



This Paper Should be Cited as:

Mothers' Views about Sexuality Education to their Adolescent Girls; a Qualitative Study. *J Toloobehdasht Sci* 2017; 16(3):81-92. [Persian]



تأثیر توسعه بانکی بر انتشار CO₂ در ایران

نویسندگان: نغمه قرشی^۱، عباس علوی راد^۲

۱. گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران.

۲. نویسنده مسئول: گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران.

تلفن تماس: ۰۹۱۳۳۵۱۱۹۷۲ Email: alavi_rad@abarkouhiau.ac.ir

چکیده

مقدمه: شناسایی تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر میزان انتشار CO₂ تا کنون هم در بعد داخلی و هم در بعد بین الملل در سطح وسیعی بررسی شده است، هر چند در زمینه چگونگی تأثیرگذاری توسعه مالی و توسعه بانکی بر میزان انتشار CO₂ تحقیقات بسیار اندکی بویژه در ایران صورت گرفته است. بنابراین هدف اصلی مقاله کنونی پوشش شکاف تحقیقاتی در این زمینه می باشد.

روش بررسی: مطالعه حاضر یک تحلیل سری زمانی طی سال های ۱۳۹۰-۱۳۵۰ می باشد. جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت همجمعی میان میزان انتشار CO₂ و شاخص های توسعه بانکی در ایران، ضرایب بلند مدت با بهره گیری از روش های خود بازگشتی با وقفه های توزیعی (ARDL) و حداقل مربعات پویا (DOLS) برآورد گردید. همچنین جهت اجرای آزمون های اقتصاد سنجی از نرم افزارهای Microfit(5.0) و Eviews (9.0) استفاده شد.

یافته ها: نتایج نشان داد سرانه مانده تسهیلات سیستم بانکی به بخش خصوصی (شاخص توسعه بانکی) موجب کاهش انتشار CO₂ در ایران می گردد. همچنین نتایج منطبق بر تئوری ها و بسیاری از مطالعات تجربی نشان داد تأثیر مصرف انرژی و رشد اقتصادی بر انتشار CO₂ در بلند مدت مثبت و معنادار است.

نتیجه گیری: دولت می تواند با سیاست گذاری منسجم روی پرداخت تسهیلات سیستم بانکی به شرکت ها، کیفیت محیط زیست را ارتقاء دهد. زیرا در این چارچوب شرکت ها برای دریافت تسهیلات از سیستم بانکی ملزم به اجرای برنامه های بدون برای کاهش پیامدهای منفی مصرف انرژی شده و این در بلند مدت منجر به انتشار CO₂ کمتر می شود.

واژه های کلیدی: انتشار CO₂، توسعه بانکی، مصرف انرژی، ARDL، DOLS

طلوع بهداشت

دو ماهنامه علمی پژوهشی

دانشکده بهداشت یزد

سال شانزدهم

شماره: سوم

مرداد و شهریور ۱۳۹۶

شماره مسلسل: ۶۳

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۱۲/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۲/۶

**مقدمه**

آلودگی رو به رشد هوا و تأثیرات زیان بار آن بر سلامتی بشر یکی از چالش های مهم زیست محیطی در چند دهه گذشته بوده است (۱). هرچند مکانیسم های اثرات آلودگی هوا بر سلامتی انسان پیچیده است و به درستی درک نشده اند (۲)، اما مطالعات اپیدمیولوژیک نشان داده که ارتباط منسجمی بین آلودگی هوا با علایم تنفسی، کاهش عملکرد ریه، برونشیت مزمن و مرگ و میر وجود دارد (۳).

افزایش میزان غلظت دی اکسید کربن یکی از شناخته شده ترین خطرات محیط زیستی می باشد. در مقیاس جهانی، میزان غلظت دی اکسید کربن (CO₂) در جو از زمان انقلاب صنعتی تاکنون بیش از ۲۵ درصد افزایش یافته است (۱). افزایش غلظت دی اکسید کربن مانند سایر آلاینده ها اثرات فاجعه باری بر سلامت انسان ها داشته است، زیرا دی اکسید کربن یک ماده استنشاقی و بالقوه سمی می باشد و در صورتی که غلظت آن در هوای تنفسی افزایش پیدا کند موجب کاهش PH خون به کمتر از ۷/۳۵ می شود (۴، ۵) و هرچه که غلظت دی اکسید کربن استنشاقی افزایش یابد علائم بالینی نیز شدیدتر می شود، مانند سردرد، افزایش فشار خون، کما و مرگ (۵). مطالعات زیادی وجود ارتباط بین مرگ و میر و آلودگی هوا را نشان می دهند. تحقیقات در اتریش، فرانسه و سوئیس نشان دهنده این مهم است که بیش از ۶ درصد از مرگ ها ناشی از آلاینده های هوا می باشد (۶). ویلسون و همکاران نیز نشان دادند بین غلظت آلاینده های هوا و افزایش مراجعین به بیمارستان در کشور آمریکا ارتباط معنی داری وجود دارد (۷).

اما علت اصلی افزایش آلودگی هوا و به خصوص انتشار گاز دی اکسید کربن چیست؟ تحقیقات فراوانی وجود دارد که در آن با توجه به منحنی زیست محیطی کوزنتس، رابطه بین رشد اقتصادی و بحران زیست محیطی مورد توجه قرار گرفته است. گراسمن و کروگر نشان می دهند که توسعه اقتصادی در مراحل اولیه باعث افزایش آلاینده گی ها و بحران زیست محیطی می شود، لکن پس از گذشتن از یک سطح خاص از توسعه اقتصادی این آلاینده گی کاهش می یابد، زیرا که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، به دلیل پایین بودن آگاهی ها نسبت به مشکلات زیست محیطی، توجه به محیط زیست اهمیت چندانی ندارد. ولی در مراحل بالاتری از رشد ایجاد تغییرات ساختاری، افزایش آگاهی های زیست محیطی، اجرای قوانین زیست محیطی و تلاش برای ایجاد دستیابی به تکنولوژی های برتر، به کاهش تدریجی تخریب محیط زیست منجر شده و بهبود کیفیت محیط زیست آغاز می شود (۸).

اما تأثیر فعالیت های اقتصادی بر روی نشر آلاینده ها در یک محیط دو متغیره هنوز مبهم است و به نظر می رسد معرفی چند متغیر دیگر می تواند کمک کند تا پیچیدگی روابط موجود بین رشد اقتصادی و محیط زیست مشخص شود. دخیل دانستن مصرف انرژی در آلودگی محیط زیست به عنوان یکی از عوامل اصلی، امروزه یک امر عادی است (۹). در سال های اخیر رابطه بین مصرف انرژی بخصوص انرژی های فسیلی و انتشار CO₂ به دلیل افزایش آگاهی از انتشار گازهای گلخانه ای اهمیت زیادی پیدا کرده است (۱۰-۱۳). لذا انرژی یک مساله مهم در انتشار CO₂ می باشد.



تحقیقاتی مرتبط با آلودگی هوای تهران) در سال ۱۳۷۹ صورت گرفت، آلودگی هوای تهران سالانه بین هفت تا نه هزار نفر از شهروندان تهران را به کام مرگ می فرستد (۲۴). با وجود تلاش های دولت، آلودگی هوا در کشور ایران در دهه ۱۳۷۰ رو به افزایش نهاد و در سال ۱۳۸۷ به بیشترین میزان خود رسید، به طوری که سرانه نثر CO₂ از ۳/۴۹۵ تن در سال ۱۳۵۷ به عدد ۷/۸۵۳ تن در سال ۱۳۸۷ رسید که در مقایسه رشد ۱۲۵ درصدی داشته است. این درحالی است که در این بازه زمانی سرانه تولید ناخالص داخلی از ۲۸۳۸/۲ دلار (بر پایه سال ۲۰۰۵) در سال ۱۳۵۷ به ۳۰۸۶/۷ در سال ۱۳۸۷ افزایش یافت و مصرف سرانه انرژی از ۰/۰۰۰۹۱ هزار تن معادل نفت در سال ۱۳۵۷ به عدد ۰/۰۰۲۸۱ در سال ۱۳۸۷ رسید (۲۵). این امر موجب رسیدن به این باور شده است که فعالیت های اقتصادی و مصرف انرژی از اصلی ترین عوامل آلودگی هوا در ایران می باشند.

صالح و همکاران به بررسی رابطه بین انتشار دی اکسید کربن و میزان تولید ناخالص داخلی واقعی ایران پرداختند و بیان کردند که رشد اقتصادی ایران در حدی نبوده که بتواند بر آلاینده های محیط زیست تاثیری کاهنده داشته باشد (۲۶). هم چنین صادقی و ابراهیمی بیان می دارند که توسعه مالی در کوتاه مدت و بلند مدت تاثیر مثبتی بر انتشار دی اکسید کربن در ایران دارد که نشان می دهد توسعه مالی در ایران هنوز منجر به دستیابی به تکنولوژی های دوست دار محیط زیست نشده است (۱۶).

در سالیان اخیر تلاش های زیادی از سوی محققین داخلی در زمینه عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن در ایران انجام گرفته است. اما عمده کارها بر چگونگی تاثیرگذاری رشد اقتصادی و انرژی بر انتشار دی اکسید کربن متمرکز بوده است.

اسیا و همکاران نشان می دهد که رشد اقتصادی و مصرف انرژی با کیفیت زیست محیطی دارای یک رابطه منفی هستند (۱۴). رابطه مثبت بین متغیرهای مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار CO₂ در ایران در مطالعه بهبودی و همکاران نشان داده شده است (۱۵). صادقی و ابراهیمی نیز بیان می کنند که در بلند مدت تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و آزادسازی تجاری تاثیر معنی داری بر انتشار دی اکسید کربن دارند (۱۶).

از سوی دیگر بخش مالی نیز می تواند نثر CO₂ را تحت تاثیر قرار دهد (۱۷). شهباز و همکاران بیان داشته اند که افزایش رشد اقتصادی و مصرف انرژی باعث افزایش انتشار CO₂ می شود و توسعه مالی، سرمایه گذاران را ترغیب می کند تا از تکنولوژی های سازگار با محیط زیست استفاده نمایند و سطح CO₂ را کاهش دهند. آنها هم چنین اظهار می دارند که درجه باز بودن تجارت به شرط استفاده از تکنولوژی جدید، از طریق کاهش رشد آلاینده ها، کیفیت محیط زیست را بهبود می بخشد (۱۸). کلاسنز و فیجن (۱۹)، هالیکیو گلو (۲۰)، تامازیان و همکاران (۲۱) و تامازیان و راثو (۲۲) نشان می دهند که توسعه بخش مالی منجر به ارائه خدمات مالی بیشتر به برنامه های حفظ محیط زیست و در نهایت کاهش آلاینده های می شود. با این حال همانطور که توسط رجاس، شوارز و ویسبرد بیان شده است نقش بازار سرمایه در کشورهای در حال توسعه چندان قابل توجه نیست. بنابراین بخش سرمایه احتمالاً نقش چندانانی را در توسعه اقتصادی بازی نمی کند (۲۳).

در ایران بر طبق برآوردی که براساس مطالعات صورت گرفته توسط کارشناسان جایکا (گروه مشاوران ژاپنی مجری طرح



سیستم بانکی به بخش خصوصی (BC)، نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی (M₂) و نسبت شبه پول به تولید ناخالص داخلی (M₃) می باشد.

به منظور ورود مرحله ای و سنجش تأثیر شاخص های سه گانه توسعه سیستم بانکی در کنار سایر متغیرهای تأثیرگذار بر انتشار CO₂ در ایران از هشت مدل مجزا استفاده می گردد. بطوریکه سرانه مانده تسهیلات سیستم بانکی به بخش خصوصی (BC)، مصرف انرژی سرانه (E) و تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (Y) به ترتیب در مدل های ۱ تا ۸ به عنوان متغیرهای اصلی در تمامی مدل ها لحاظ شده اند.

در این مطالعه به منظور بررسی حساسیت مدل های مورد نظر نسبت به روش های تخمین روابط بلندمدت هم جمعی، علاوه بر روش ARDL از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز استفاده و نتایج با یکدیگر مقایسه می شوند.

یافته ها

اولین مرحله در آزمون همجمعی، تعیین خصوصیات و ویژگی های سری های زمانی مدل است. جدول ۱ نتایج آزمون ریشه واحد بر روی لگاریتم متغیرهای مدل ها در سطح و تفاضل مرتبه اول را نشان می دهد. بر اساس جدول ۱ سری های زمانی CO₂ (انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن)، Y (تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه)، E (مصرف انرژی سرانه)، BC (سرانه مانده تسهیلات سیستم بانکی به بخش خصوصی)، TR (سرانه حجم تجارت خارجی) و M₃ (نسبت شبه پول به تولید ناخالص داخلی) بدون تفاضل گیری دارای آماره دیکی - فولر تعمیم یافته کمتر از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد هستند، و لذا این متغیرهای مدل در سطح ناپایا می باشند. برای تعیین درجه هم

بطور کلی حجم تحقیقات در زمینه چگونگی تأثیرگذاری توسعه مالی بر انتشار دی اکسید کربن در ایران بسیار اندک است. از سوی دیگر تمرکز بر نحوه تأثیرگذاری شاخص های توسعه بانکداری بر انتشار دی اکسید کربن در ایران از موضوعاتی است که کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین مقاله پیش رو، با در نظر گرفتن شاخص های توسعه بانکداری در سیستم مالی سعی دارد این شکاف تحقیقاتی را پوشش دهد.

روش بررسی

موضوع این مقاله تعیین تأثیر توسعه بانکی، مصرف انرژی، رشد اقتصادی و حجم تجارت خارجی بر انتشار CO₂ در ایران می باشد. مطالعه از نوع پژوهش های سری زمانی می باشد و بازه زمانی آن بین سال های ۱۳۹۰-۱۳۵۰ است. در مطالعه حاضر، به منظور یک دست بودن اطلاعات و به حداقل رساندن خطاها کلیه داده ها از بانک جهانی جمع آوری شده است.

با توجه به پژوهش های مختلف و متفاوتی که در زمینه تعیین عوامل موثر بر انتشار CO₂ انجام گرفته، مدل پیشنهادی ما براساس مطالعه تجربی شهباز و همکاران می باشد (۱۸). مدل زیر مبتنی بر یک الگوی لگاریتم خطی است که برای تخمین روابط همجمعی بلند مدت مناسب می باشد.

$$\text{LnCO}_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln } E_t + \alpha_2 \text{Ln } Y_t + \alpha_3 \text{Ln}$$

$$FI_t + \alpha_4 \text{LnTR}_t + \alpha_5 \text{LnF}_t + U_t$$

که در آن CO₂ انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن، Y تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، E مصرف انرژی سرانه، FI سرمایه گذاری مستقیم خارجی سرانه، TR حجم تجارت خارجی (مجموع صادرات و واردات) سرانه و F نیز در برگیرنده شاخص های سه گانه توسعه سیستم بانکی شامل سرانه مانده تسهیلات



به بخش خصوصی و نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی را تأیید می نماید.

نتایج آزمون های ریشه واحد نشان داد که متغیرهای مدل هم انباشته از درجه صفر یا $I(0)$ و یک یا $I(1)$ می باشند. از سوی دیگر وجود رابطه هم جمعی بلندمدت میان متغیرهای در ۶ مدل از ۸ مدل ارائه شده بر اساس آزمون هم جمعی مورد تأیید قرار گرفت. اکنون می توان ضرایب بلندمدت روابط هم جمعی مورد نظر را تخمین زد. دو روش مناسب و شناخته شده برای تخمین رابطه بلند مدت هم جمعی، تخمین زننده های ARDL و DOLS می باشند. جدول ۳ نتایج برآورد ۶ مدل مورد نظر را نشان می دهد. بطوریکه متغیر CO_2 (انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن) به عنوان متغیر وابسته و Y (تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه)، E (مصرف انرژی سرانه)، BC (سرانه مانده تسهیلات سیستم بانکی به بخش خصوصی) به عنوان متغیرهای مستقل در تمامی مدل ها لحاظ شده اند. سایر متغیرها شامل $M2$ (نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی)، FI (سرمایه گذاری مستقیم خارجی سرانه) و TR (حجم تجارت خارجی سرانه، مجموع صادرات و واردات) بصورت مرحله ای جهت تخمین وارد مدل شده اند.

چنانچه نتایج برآوردهای ضرایب بلند مدت مدل نشان می دهد، متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی (LY) و سرانه مصرف انرژی (LE) در کلیه مدل های تخمین زده شده در هر دو روش برآورد، تاثیر مثبت و معنی داری بر روی سرانه انتشار گاز دی اکسید کربن (LCO_2) دارند. این در حالی است که تاثیر متغیر سرانه مانده تسهیلات سیستم بانکی به بخش خصوصی (LBC) بر روی سرانه انتشار گاز دی اکسید کربن

انباشتگی متغیرها می بایست از متغیرها تفاضل گیری نمود و مجدداً آماره دیکی - فولر تعمیم یافته آنها را استخراج نمود. بر این اساس شش متغیر فوق بعد از یک بار تفاضل گیری در سطح ۵ درصد پایا می شوند و انباشته از درجه یک یا $I(1)$ می باشند. از سوی دیگر سری های زمانی FI (سرمایه گذاری مستقیم خارجی سرانه)، $M2$ (نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی) در سطح پایا یا $I(0)$ می باشند. بنابراین با توجه به اینکه متغیرهای مورد بررسی $I(0)$ و $I(1)$ هستند در نتیجه استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به احتمال بالا باعث بروز رگرسیون کاذب شده و به ضرایب قابل اعتمادی منتج نمی گردد.

در مطالعه کنونی بر اساس حجم مشاهدات و ملاحظه محدودیت های آزمون همجمعی جوهانسن در نمونه های کوچک، از آزمون های همجمعی طیف تک معادلات و آزمون کرانه ها استفاده شده است. در این مطالعه معیار استفاده شده برای تعیین وقفه بهینه، معیار آکائیک (AIC) در نظر گرفته شده است. بر اساس معیار آکائیک، حداکثر تعداد وقفه در مدل های برای تعیین وقفه های بهینه در این تحقیق ۴ وقفه می باشد.

جدول ۲ نتایج آزمون کرانه ها را نشان می دهد. همان طور که ملاحظه می گردد از مقایسه آماره F محاسباتی مدل های ۱ تا ۸ در آزمون کرانه ها با کرانه های پائین و بالای جدول ناریان (۳۱) در سطح ۵ درصد می توان گفت فرضیه عدم وجود هم جمعی برای تمام مدل ها به غیر از مدل ۴ و ۸ رد می شود. بنابراین آزمون کرانه ها وجود رابطه بلندمدت همجمعی میان انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، مصرف انرژی سرانه، سرانه مانده تسهیلات سیستم بانکی



نقدینگی به تولید ناخالص داخلی (LM2) با هر دو روش تخمین برآورد در مدل های ۳ و ۶ معنی دار نمی باشند. ضرایب حجم تجارت خارجی (LTR)، با هر دو روش تخمین در مدل های ۴، ۵ و ۶ دارای تأثیر منفی و معنی داری بر سرانه انتشار گاز دی اکسید کربن می باشند.

(LCO₂) در اکثریت مدل ها منفی بوده و در مدل های برآورد شده به غیر از مدل های ۴، ۵ و ۶ معنی دار می باشند. ضرایب سرانه سرمایه گذاری مستقیم خارجی (LFI) در هر دو مدل بررسی شده منفی بوده (مدل های ۲ و ۵) و فقط در مدل ۵ و با روش تخمین DOLS معنی دار است. ضرایب نسبت حجم

جدول ۱: آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بر روی لگاریتم متغیرهای مدل

متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره ADF	مقدار بحرانی ADF در سطح ۵ درصد	وضعیت	مقدار بحرانی ADF در سطح ۵ درصد
LCO ₂	-۱/۵۸	-۳/۵۴	ناپایا	-۵/۲۰
LY	-۱/۴۰	-۳/۵۳	ناپایا	-۴/۳۷
LE	-۳/۲۳	-۳/۵۲	ناپایا	-۸/۲۷
LBC	-۱/۸۱	-۳/۵۲	ناپایا	-۶/۴۲
LM2	-۳/۶۸	-۳/۵۲	پایا	-
LM3	-۱/۷۰	-۳/۵۲	ناپایا	-۴/۶۱
LFI	-۳/۷۳	-۳/۵۲	پایا	-
LTR	-۱/۴۸	-۳/۵۲	ناپایا	-۴/۵۵

جدول ۲: نتایج آزمون وجود رابطه همجمعی

مدل ها	وقفه بهینه	آماره F	مقادیر کرانه های بالا و پایین		فرضیه عدم همجمعی	آزمون های تشخیصی		
			I(0)	I(1)		D.W	F	R ²
CO ₂ = F(E, Y, BC)	۴	۵/۴۱۲	۳/۲۳	۴/۳۵	رد می شود	۲/۲	۱۱۱/۹۳	۰/۹۸۴۴
CO ₂ = F(E, Y, BC, FI)	۳	۳/۶۸۲	۲/۴۵	۳/۵۲	رد می شود	۲/۳	۱۰۱/۸۰	۰/۹۸۲۱
CO ₂ = F(E, Y, BC, M2)	۳	۳/۹۹۷	۲/۴۵	۳/۵۲	رد می شود	۲/۳	۹۹/۷۸	۰/۹۸۳۸
CO ₂ = F(E, Y, BC, M3)	۲	۱/۶۹۷	۲/۸۶	۴/۰۱	رد نمی شود	۱/۹	۱۳۵/۹۹	۰/۹۷۳۱
CO ₂ = F(E, Y, BC, TR)	۱	۴/۳۳۸	۳/۰۳	۴/۰۶	رد می شود	۱/۵	۲۰۵/۰۱	۰/۹۷۸۱
CO ₂ = F(E, Y, BC, FI, TR)	۱	۴/۸۸۴	۳/۴۷	۴/۵۷	رد می شود	۱/۷	۱۰۹/۲۴	۰/۹۷۹۸
CO ₂ = F(E, Y, BC, M2, TR)	۲	۵/۵۰۳	۳/۱۲	۴/۲۵	رد می شود	۲/۱	۱۹۷/۸۷	۰/۹۸۳۹
CO ₂ = F(E, Y, BC, M3, TR)	۲	۱/۶۴۶	۲/۶۲	۳/۷۹	رد نمی شود	۲/۲	۲۱۰/۸۵	۰/۹۸۲۵



جدول ۳: نتایج ضرایب بلند مدت مدل های تخمین زده شده به روش DOLS و ARDL

مدل ۶		مدل ۵		مدل ۴		مدل ۳		مدل ۲		مدل ۱		متغیر
DOLS	ARDL	DOLS	ARDL	DOLS	ARDL	DOLS	ARDL	DOLS	ARDL	DOLS	ARDL	
۰/۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۸ (۰/۰۲۷)	۰/۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۴۰ (۰/۱۰۷)	۰/۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۵۱ (۰/۰۱۴)	۰/۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۶۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴ (۰/۰۰۰)	۰/۷۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۳ (۰/۰۰۰)	LE
۰/۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۹۵ (۰/۰۰۰)	۰/۷۳ (۰/۰۰۰)	۰/۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۴۵ (۰/۰۲۶)	۰/۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷ (۰/۰۲۱)	۰/۴۵ (۰/۰۵۴)	۰/۸۶ (۰/۰۰۰)	۰/۷۱ (۰/۰۰۰)	۰/۶۹ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷ (۰/۰۰۰)	LY
۰/۰۱ (۰/۹۳۰)	۰/۰۸ (۰/۱۵۰)	-۰/۰۱ (۰/۹۲۱)	۰/۰۳ (۰/۶۳۲)	-۰/۴۳ (۰/۱۵۷)	۰/۰۴ (۰/۵۳۱)	-۰/۳۱ (۰/۰۷)	-۰/۱۰ (۰/۵۵۰)	-۰/۲۴ (۰/۰۲۳)	-۰/۱۷ (۰/۱۰۹)	-۰/۱۶ (۰/۰۸۸)	-۰/۱۸ (۰/۰۴۸)	LBC
		-۰/۰۵ (۰/۰۸۶)	-۰/۰۲ (۰/۳۰۵)					-۰/۰۴ (۰/۲۶)	-۰/۰۰۶ (۰/۷۸)			LFI
۰/۰۷ (۰/۶۰۳)	۰/۱۴ (۰/۱۷۶)					۰/۰۹ (۰/۶۰۹)	-۰/۰۸ (۰/۶۲۸)					LM2
-۰/۱۸ (۰/۰۷۹)	-۰/۲۴ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۷ (۰/۵۵۱)	-۰/۱۵ (۰/۰۱۸)	۰/۱۲ (۰/۴۸۹)	-۰/۱۵ (۰/۰۰۳)							LTR
-۲۱/۵۴ (۰/۰۰۰)	-۲۱/۸۰ (۰/۰۰۰)	-۱۸/۴۸ (۰/۰۰۰)	-۱۸/۴۶ (۰/۰۰۰)	-۸/۶۷ (۰/۱۲۳)	-۱۸/۲۱ (۰/۰۰۰)	-۱۴/۳۳ (۰/۰۰۴)	-۱۱/۰۲ (۰/۰۰۵)	-۱۸/۳۲ (۰/۰۰۰)	-۱۵/۶۴ (۰/۰۰۰)	-۱۵/۴۶ (۰/۰۰۰)	-۱۴/۸۲ (۰/۰۰۰)	C

جدول ۴: آزمون ثبات ضریب برآوردی هانسن

میزان خطا	تعداد روندهای قطعی	تعداد روندهای تصادفی	آماره LC	مدل ها
۰/۲ >	۰	۳	۰/۰۵۱	مدل ۱
۰/۲ >	۰	۴	۰/۰۵۷	مدل ۲
۰/۲ >	۰	۴	۰/۰۶۹	مدل ۳
۰/۲ >	۰	۴	۰/۰۴۲	مدل ۴
۰/۲ >	۰	۵	۰/۰۵۷	مدل ۵
۰/۲ >	۰	۵	۰/۰۶۳	مدل ۶

دوره زمانی که مدل برآورد شده است از ثبات کافی برخوردار است یا خیر؟

در جدول ۴ نتایج آزمون ثبات ضرایب برآوردی هانسن را نشان می دهد. بر اساس اطلاعات این جدول مدل های تخمین زده شده به روش DOLS از نظر ضرایب برآوردی بلند مدت از ثبات کافی برخوردار است. آماره LC و میزان

یکی از آزمون های که در بحث های مربوط به آزمون های هم جمعی به ویژه هم جمعی تک معادلات مطرح است، موضوع ثبات یا بی ثباتی ضرایب برآوردی بلند مدت در روابط هم جمعی می باشد. پرسشی که در این جا مطرح می باشد این است که آیا چنانچه به کمک روش های هم جمعی ضرایب برای روابط بلند مدت تخمین زده شد آیا این ضرایب در



محیط زیست و کاهش هزینه های بهداشت و درمان در کشور مورد انتظار خواهد بود.

سرايه مانده تسهیلات سیستم بانکی به بخش خصوصی به عنوان یکی از شاخص های توسعه بانکی تأثیر منفی و معنی داری بر انتشار CO₂ در ایران دارد. این دستاورد با نتایج مطالعه شهباز و همکاران در کشور مالزی هماهنگ می باشد (۱۸). این بدان معنی است که توسعه مالی از طریق سیستم بانکی به ویژه با اعطای وام به بخش خصوصی جهت سرمایه گذاری در پروژه های زیست محیطی می تواند نقش مثبت و مهمی در مبارزه با آلودگی محیط زیست به عهده بگیرد. بنابر این دولت می تواند با اعطای وام از طریق سیستم بانکی جهت تولید و اشتغال، بخش خصوصی را ملزم به کنترل کاهش پیامدهای منفی مصرف انرژی نموده و از این طریق در بلندمدت کیفیت محیط زیست را ارتقاء دهد.

تقدیر و تشکر

بدین وسیله از زحمات و همکاری کلیه کارشناسان خبره و محققینی که در تدوین این مقاله همفکری و همکاری نموده اند، تشکر و قدردانی می شود.

تضاد منافع

نویسندگان این مقاله اعلام می دارند که هیچ گونه تضاد منافی وجود ندارد.

خطا ($>0/2$) و بزرگتر بودن آن از ۵ درصد نشان می دهد که ثبات ضرایب برآوردی مورد تأیید می باشد. به عبارت دیگر کلیه ضرایب برآوردی در دوره مطالعه بر اساس نتایج این آزمون با ثبات می باشند.

بحث و نتیجه گیری

این مقاله به تأثیر توسعه بانکی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تجارت خارجی بر انتشار CO₂ طی سال های ۱۳۹۰-۱۳۵۰ در ایران پرداخته است. به طور کلی برآوردها منتهی به نتایج زیر شد:

رشد اقتصادی و مصرف انرژی تأثیر مثبت و معنی داری بر انتشار CO₂ در ایران دارند. این نتایج منطبق بر تئوری های موجود و سوابق تحقیقات تجربی در سطح بین الملل می باشد. به عبارت دیگر رشد انتشار CO₂ پیامد رشد مصرف انرژی و رشد اقتصادی در هر کشور می باشد. این نتایج، دستاوردهای تحقیقات مشابه شهباز و همکاران در کشور مالزی را تأیید می نماید (۱۸).

بنابراین از آنجایی که رشد اقتصادی از اهداف اجتناب ناپذیر کشور در حوزه مسائل اقتصادی به شمار می آید دولت می تواند با جایگزینی انرژی های پاک در فرآیند تولید و خدمات در کشور، تأثیرات منفی مصرف انرژی و رشد اقتصادی بر کیفیت محیط زیست را کاهش دهد. با توجه به ذخایر عظیم گاز در کشور دست یابی به این هدف دور از دسترس نمی باشد. بدیهی است با ارتقاء کیفیت محیط زیست، ضمن افزایش کیفیت زندگی و کاهش مرگ و میر ناشی از آلودگی

References

1-Gifford RM. Interaction of Carbon Dioxide with Growth-Limiting Environmental Factors in Vegetation Productivity: Implications for the Global Carbon Cycle. *Advances in Bioclimatology*. Springer Berlin Heidelberg. 1992; p: 24-58.



- 2-KuÈnzli N, Kaiser R, Medina S, Studnicka M, Chanel O, Filliger P, et al. Public-health impact of outdoor and traffic-related air pollution: a European assessment. *The Lancet*. 2000;356(9232):795-801.
- 3-Chen L, Mengersen K, Tong S. Spatiotemporal relationship between particle air pollution and respiratory emergency hospital admissions in Brisbane, Australia. *Science of the total environment*. 2007;373(1):57-67.
- 4-Nelson L. Carbon dioxide poisoning. *Emerg Med*. 2000;32(6):1-36.
- 5-Clancy, L., Goodman, P., Sinclair, H. & Dockery, D. W. Effect of air-pollution control on death rates in Dublin, Ireland: an intervention study, *The lancet*. 2002;360(9341), 1210-1214.
- 6-Pluhar ZF, Piko BF, Kovacs S, Uzzoli A. Air pollution is bad for my health: Hungarian children's knowledge of the role of environment in health and disease. *Health & place*. 2009;15(1):46-239.
- 7-Wilson AM, Salloway JC, Wake CP, Kelly T. Air pollution and the demand for hospital services: a review. *Environment International*. 2004;30(8):18-1109.
- 8-Grossman GM. *Innovation and growth in the global economy*: MIT press; 1993.
- 9-Ang JB. CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*. 2007;35(10):8-4772.
- 10-Akarca AT, Long TV. Relationship between energy and GNP: a reexamination. *J Energy Dev;(United States)*. 1980;5(2).326-331
- 11-Sadorsky P. The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*. 2010;38(5):2528-2535.
- 12-Yu ESH, Hwang B-K. The relationship between energy and GNP: further results. *Energy Economics*. 1984;6(3):90-186.
- 13-Yu ESH, Jin JC. Cointegration tests of energy consumption, income, and employment. *Resources and Energy*. 1992;14(3):66-259.
- 14-Sbia R, Shahbaz M, Hamdi H. A contribution of foreign direct investment, clean energy, trade openness, carbon emissions and economic growth to energy demand in UAE. *Economic Modelling*. 2014;36:7-191.
- 15-Behboodi D, Fallahi F, Barghaee Golozari E. The socio-economic factors of CO2 circulation in Iran (1967-2004). *Economic Reaserches*. 2010;45(1):1-18.[Persian]



- 16-Sadeghi SK, Ebrahimi S. The effect of financial development GDP and energy usage environment pollution (ARDL study). *Energy Economics*. 2016;2(7)۱۵۹:-۱۷۴.[Persian]
- 17-Jensen AL. Beverton and Holt life history invariants result from optimal trade-off of reproduction and survival. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*. 1996;53(4):2-820.
- 18-Shahbaz M, Solarin SA, Mahmood H, Arouri M. Does financial development reduce CO2 emissions in Malaysian economy? A time series analysis. *Economic Modelling*. 2013;35(0):52-145.
- 19-Claessens S, Feijen E. Financial sector development and the millennium development goals: World Bank Publications; 2007.
- 20-Halicioglu F. An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*. 2009;37(3):64-1156.
- 21-Tamazian A, Chousa JP, Vadlamannati KC. Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries. *Energy Policy*. 2009;37(1):53-246.
- 22-Tamazian A, Bhaskara Rao B. Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics*. 2010;32(1):45-137.
- 23-Rojas-Suarez L, Weisbrod SR. Financial fragilities in Latin America: the 1980s and 1990s: International monetary fund; 1995.
- 24-Dehghani M, Zamanian Z, Azadbakht P, Pakizekhko R, Hashemi H. The Correlation of Shiraz Air Pollutants on the Hospital Admission Due to the Cardiopulmonary Disease in Shiraz Selective Educational Hospitals. *Health Reaserches*. 2013;9(8). [Persian]
- 25-World Bank G. World Development Indicators 2013: World Bank Publications; 2013.
- 26-Saleh E, Shabani Z, Sadat Barikani H, Yazdani S. Study the Casual relation between GDP and volume of greenhouse gases. development and agriculture economics. 2009;7(66). [Persian]
- 27-Engle RF, Granger CWJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*. 1987:76-251.
- 28-Phillips PCB, Perron P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. 1988;75(2):46-335.
- 29-Stock JH, Watson MW. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 1993:783-820.



30-Stockman AC. Anticipated inflation and the capital stock in a cash in-advance economy. *Journal of Monetary Economics*. 1981;8(3):93-387.

31-Narayan PK. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied economics*. 2005;37(17):90-1979.