تعیین سهم عوامل موثر بر انتشار گاز CO_2 از نیروگاه‌های حرارتی کشور با استفاده از مدل STIRPAT

علی رشیدی[۱], سعید نظری کودهی[۲*], رامین پایدار راوندی[۳], امید شاه حسینی[۴], آرش کوکب پیک[۵]

۱-کارشناس پژوهشی، گروه محیط زیست، پژوهشگاه نیرو alirashidid@gmail.com
۲* – کارشناس پژوهشی، گروه محیط زیست، پژوهشگاه نیرو snazarikudahi.nri.ac.ir
۳- کارشناس پژوهشی، گروه محیط زیست، پژوهشگاه نیرو rpaydar@nri.ac.ir
۴- کارشناس پژوهشی، گروه بهره برداری از سیستم‌های قدرت، پژوهشگاه نیرو oshahhoseini@nri.ac.ir
۵- کارشناس پژوهشی، گروه بهره برداری از سیستم‌های قدرت، پژوهشگاه نیرو akokbpeyk@nri.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۲/۱۵

چکیده

دی‌اکسید کربن به عنوان مهمترین گاز گلخانه موجب افزایش دمای کره زمین و تغییرات آب و هوا شده است. با توجه به این که مهمترین منبع انتشار دی اکسید کربن نیروگاه‌های حرارتی می‌باشند، در این مطالعه تحلیل عوامل تاثیر گذار بر انتشار دی‌اکسید کربن از نیروگاه‌های کشور شامل عوامل مبتنی بر جمعیت، ثروت و تکنولوژی در بازه زمانی سال‌های ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۱ بررسی شده است. جهت تعیین سهم عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن مدل STIRPAT و رگراسیون با روش هم انباشتگی بکار گرفته شده است. متغییرهای جمعیت، سرانه تولید ناخالص داخلی، نسبت مصرف بخش خانگی به کل تولید تاثیر افزایشی بر انتشار دی‌اکسیدکربن داشته اند. بر خلاف متغیرهای ذکر شده متغیرهای بهره وری انرژی، ساختار مصرف انرژی در نیروگاه‌ها، نسبت انرژی الکتریکی تولید شده از انرژی های تجدیدپذیر به کل تولید و نسبت ارزش افزوده برق به کل ارزش تولید برق اثر کاهشی بر انتشار دی‌اکسیدکربن داشته اند.

کلمات کلیدی: "انتشار دی اکسید کربن"، "مدل STIRPAT"، "داده‌های سری زمانی"، "نیروگاه‌های حرارتی"، "هم انباشتگی".

۱- مقدمه

دی‌اکسیدکربن به عنوان مهمترین گاز گلخانه‌ای از منابع ساخته دست بشر انتشار می یابد. مهمترین منبع انتشار گاز دی‌اکسیدکربن، نیروگاه‌های حرارتی می‌باشند که جهت تولید انژی الکتری از سوخت‌های فسیلی (از قبیل زغال سنگ، گاز طبیعی و سوخت‌های نفتی) استفاده می‌کنند. انرژی الکتریکی مهمترین منبع انرژی در جهان می‌باشد که جهت تامین انرژی منازل، صنایع و تجارت به کار می رود [۱]. به عبارت دیگر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن از منابع ساخت دست بشر (بویژه نیروگاه های سوخت فسیلی تولید برق) موجب افزایش پدیده گرم شدن سراسری کره زمین می‌شود که این پدیده تاثیر بسزایی بر محیط زیست مردم و جوامع بشری دارد.[۲]

انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در جو به تنهایی سبب ایجاد ۶۰٪ از گرم شدن سراسری کره زمین می‌باشد و نیروگاه های حرارتی تولید انرژی الکتریکی موجب انتشار ۲۹٪ از حجم کل دی‌اکسیدکربن می‌باشند.[۲, ۳]

غلظت گاز دی‌اکسیدکربن در جو از ۲۸۰ppm قبل از انقلاب صنعتی به حدود ۴۰۰ppm افزایش یافته است و موجب ۷۵٪ از افزایش یک درجه ای دمای کرهٔ زمین شده است. پیش بینی شده است که در سال ۲۱۰۰، غلظت گاز دی‌اکسیدکربن در جو به مقدار ۵۷۰ppm برسد، که تقریبا موجب افزایش ۲ درجه سانتیگراد دمای زمین می‌باشد. همچنین میزان افزایش دمای کره زمین در برخی مراجع در بازه ۱/۴ تا ۵/۸ پیش بینی شده است.[۳-۵]

در سال ۲۰۱۲ اداره اطلاعات انرژی امریکا ایران را به عنوان یکی از هشت کشوری که میزان ۶۰۳,۵۸۶ Tg دی‌اکسیدکربن از منابع ساخت بشر به اتمسفر انتشار می‌دهند معرفی کرد. استفاده از سوخت های فسیلی به عنوان منبع اصلی تولید انرژی الکتریکی، قیمت کم انرژی و اتلاف انرژی به صورت انرژی گرمایی، بازده کم تبدیل انرژی گرمایی به الکتریکی، اتلاف انرژی در شبکه‌های انتقال و توزیع نیرو و استفاده نامناسب از انرژی های تجدیدپذیر در ایران منجر به افزایش انتشار دی اکسیدکربن از بخش نیرو می‌باشد [۶].

تولید انرژی الکتریکی در ایران (بین سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱) از میزان ۱۸۹,۰۴TJ تا میزان ۲۵۴,۲۰۰ TJ به میزان ۱۲۴۵٪ افزایش یافته است. بنابراین روند انتشار دی‌اکسیدکربن از بخش نیروگاهی ایران در نتیجه افزایش مصرف سوخت های فسیلی از قبیل گاز طبیعی، مازوت و گازوئیل افزایش یافته است. از سوی دیگر در سال ۱۳۸۴ دولت ایران مقررات ملی برای اجرای پروتکل کیوتو و کنوانسیون سازمان ملل متحد در مورد تغییرات آب و هوا ثبت کرد [۷]. همچنین تعهدات کشور در قبال توافقنامه پاریس مبنی بر کاهش ۴٪ انتشار دی اکسید کربن تا سال ۲۰۳۰ به صورت نامشروط در سال ۱۳۹۴ امضا شده است، لزوم شناخت عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن از نیروگاه های حرارتی را نشان می دهد. لذا در این پژوهش عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن از نیروگاه های حرارتی بررسی شده و سهم این عوامل محاسبه شده است.

کرمانی و همکاران [۸] به بررسی تاثیر مصرف برق و انتشار دی‌اکسیدکربن بر صنعتی شدن ایران پرداخته‌اند. مدل‌های علی-معلولی گرانگر و تصحیح خطای برداری در این مطالعه استفاده شده‌اند. مدل گرانگر نشان داده رابطه غیر مستقیم بین مصرف برق و انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد. ارتباط دو سویه ارزش افزوده بخش صنعت و انتشار دی‌اکسیدکربن توسط مدل گرانکر نیز تائید شده است. در این بین هیچ رابطه علی-معلولی بین ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف برق در این بخش وجود ندارد. مطابق نتایج تست جانسون، تاثیر بلند مدت مصرف برق بر انتشار دی‌اکسیدکربن و صنعتی شدن مثبت است.

غیاث الدین [۹] به مقایسه میزان انتشار آلاینده‌ها و گازهای گلخانه‌ای در ۴ نیروگاه حرارتی نمونه در کشور قبل و بعد از تغییر سوخت (جایگزینی مازوت با گاز طبیعی) پرداخته است. نتایج ارائه شده حکایت از کاهش قابل ملاحظه انتشار دی‌اکسیدکربن (در برخی موارد تا ۹۰ درصد) در نیروگاه‌های صدرالذکر دارد.

علاوه بر مطالعات داخلی ذکر شده مطالعات متعدد خارجی در سال‌های اخیر، تاثیر جمعیت، ثروت و تکنولوژی بر روی انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در بخش های مختلف بعض کشور ها نظیر OECD و در کشور چین بسیار مطالعه شده است. این مطالعات توسط مدل STIRPAT مدلسازی شده اند. لین ژائو و مارینوا [۱۶] تاثیر جمعیت سطح شهر نشینی، سرانه سود ناخالص، سطح صنعت و قیمت انرژی بر محیط زیست را در بازه سال‌های ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۶ بررسی کرده اند. لی و همکارانش [۱۷] عوامل تاثیر گذار بر انتشار دی‌اکسیدکربن (سرانه سود ناخالص، ساختار صنعت، جمعیت، سطح شهر نشینی، و سطح تکنولوژی) را در چین بررسی نموده اند. وی [۱۸] کاربرد مدل STIRPAT جهت بررسی اثرات جمعیت و ثروت بر محیط زیست را مطالعه کرده است. مارتینز و ماروتی [۱۹] تاثیر شهر نشینی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای در حال توسعه در سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۳ را بررسی کرده اند. ژو و پنگ [۲۰] تاثیر میزان جمعیت، ساختار جمعیت، و سطح مصرف را بر انتشار دی‌اکسیدکربن در چین در سال‌های ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۸ بررسی کرده اند. لی و همکارانش [۱] ۳۰ استان چین را به ۵ بخش انتشار دی‌اکسیدکربن بر اساس داده‌های سالانه سرانه انتشار در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ تقسیم بندی کرده و اختلاف عوامل تاثیر گذار بر انتشار دی اکسیدکربن را در مناطق مختلف بررسی کرده اند. ونگ و همکارانش [۲۱] تاثیر عوامل شهرنشینی، سطح اقتصادی، درجه صنعت، نسبت صنایع خدماتی، هزینه انرژی و خروجی واحدهای تحقیق و توسعه را بر انتشار دی اکسیدکربن در بیجینگ بررسی کرده اند. ونگ و همکارانش [۲۲] ضریب تاثیر عوامل جمعیت، سطح اقتصادی، سطح تکنولوژی سطح شهرنشینی، سطح صنعتی شدن، سطح خدمات، ساختار مصرف انرژی و میزات تجارت خارجی را بر میزان انتشار

گاز دی‌اکسیدکربن را در استان گانگدانگ در سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ بررسی کرده اند.

برانتلی و همکارانش [۱۰] تاثیر عوامل جمعیت، سرانه تولید ناخالص داخلی، نسبت مصرف انرژی‌های غیر فسیلی به کل و سایر عوامل را بر انتشار دی اکسید کربن در کشورهای OECD و non-OECD بررسی کرده اند. نتایج نشان می دهدتاثیر پارامتر جمعیت بر انتشار دی اکسید کربن بیشتر از پارامتر های دیگر می‌باشد.

شایا و همکارانش [۱۱] جهت مطالعه عوامل کلیدی بر انتشار دی اکسید کربن ۱۲۵ کشور را در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ مورد بررسی قرار دهده اند. در این مطالعه کشورها به سه سطح درآمدی تقسیم شده اند، در کشورهای سطح درآمدی بالا تاثیر تکنولوژی بر انتشار بیشترین میزان و سرانه تولید ناخالص کمترین تاثیر را دارد. سرانه تولید ناخالص تاثیر بیشتری از تکنولوژی و جمعیت بر میزان انتشار دی اکسیدکربن در کشورهای با سطح درآمدی متوسط را داراست و در کشور های با سطح در آمد کم سرانه تولید ناخالص بیشترین تاثیر و تکنولوژی کمترین تاثیر دارد.

بارگاوی و همکارانش [۱۲] تاثیر پارامتر های جمعیت، رشد اقتصادی، بازدهی انرژی و غیره را بر انتشار دی‌اکسید کربن در ۲۱۴ کشور بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ بررسی کرده اند. در این مطالعات کشورها به سه گروه درآمدی کم درآمد، متوسط و درآمد زیاد تقسیم بندی شده اند. نتایج نشان دهنده آن است که بدون توجه به موقعیت جغرافیایی و سطح درآمدی کشورها، بازدهی انرژی موجب کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن می شود. لذا استفاده از تکنولوژی های کارآمد تر موجب غلبه بر انتشار دی اکسید کربن ناشی از رشد اقتصادی خواهد شد.

رنجینگ و همکارانش [۱۳] عوامل مختلفی نظیر تراکم جمعیت، سرانه تولید ناخالص داخلی، ساختار انرژی و غیره را بر انتشار دی اکسید کربن از کارخانه‌جات چین مطالعه کرده اند. نتایج این مطالعات نشان می دهد که ساختار انرژی رابطه مستقیم با انتشار دی اکسید کربن داشته است. به عبارت دیگر افزایش مصرف زغال سنگ به نسبت سایر سوخت ها موجب افزایش انتشار دی اکسید کربن شده است.

زوندی و همکارانش [۱۴] تاثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ۲۵ کشور آفریقایی را در بازه ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ مطالعه کرده اند. نتایج نشان دهنده کاهش انتشار بواسطه افزایش انرژی‌های تجدیدپذیر می‌باشد، اگرچه ضریب تاثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار دی‌اکسیدکربنااتاا در مقایسه با کل انرژی مصرفی ناچیز ناچیز بوده است.

ونگ و همکارانش [۱۵] انتشار دی اکسید کربن در استان سین کیان چین را در سه بازه زمانی بر اساس توسعه و پیشرفت بررسی کردند. در دوره اول جمعیت و شدت کربن عوامل افزایش دهنده و ساختار انرژی عامل کاهشدهنده انتشار دی اکسید کربن، در دوره دوم رشد اقتصادی و جمعیت عوامل افزایش دهنده و شدت کربن عامل کاهش دهنده انتشار دی اکسید کربن و در دوره سوم مجموع ثابت سرمایه گذاری و رشد اقتصادی عوامل افزایش و شدت کربن عامل کاهش دهنده انتشار دی اکسید کربن شناخته شده اند.

باتوجه به پارامترهای بررسی شده در مطالعات پیشین و در دسترس بودن اطلاعات در این پژوهش انتشار دی اکسید کربن از نیروگاه‌های کشور با عوامل جمعیت، سرانه تولید نا خالص داخلی، بهره وری انرژی، انرژی های تجد ید پذیر، ساختار انرژی، مصرف انرژی الکتریکی بخش خانگی و ارزش افزوده برق با استفاده از مدل STIRPAT مدل شده است.

۲- روش انجام تحقیق

• روش‌های IPAT و STIRPAT

مدل IPAT توسط ارلیک و هولدن در اوایل دهه ۱۹۷۰ میلادی معرفی شد. IPAT به عنوان مدلی که به راحتی قابل فهم می‌باشد، به طور گسترده ای استفاده شده است. این مدل به عنوان یک چارچوب برای اندازه گیری فشار وارد بر محیط زیست از سمت نیروهای محرک می‌باشد که بوسیله معادله زیر توصیف می‌شود [۱۵]:

$$I=P\times A\times T \quad (۱)$$

در معادله فوق الذکر I شاخص تاثیر وارده بر محیط زیست، P تابعی از میزان جمعیت[1]، A تابعی از میزان ثروت[2] و T تابعی از سطح تکنولوژی[3] می‌باشد.

در مدل IPAT، فرض شده است که I تحت تاثیر سه نیروی محرک، یعنی، P، A و T قرار دارد. علاوه بر این در این مدل فرض شده است که I متناسب با عوامل مختلف یاد شده می‌باشد. از این رو، مدل IPAT به علت رابطه تناسب مستقیم فشار وارده بر محیط زیست و نیروهای محرک موثر بر آن، دارای محدودیت هایی می‌باشد. بنابرین یورک و همکارانش مدل STIRPAT را با یک فرم تصادفی بر اساس چارچوب مدل IPAT به ثبت رساندند، که در ادامه تشریح شده است [۱۶].

مدل IPAT نمی تواند برای عوامل محرک غیر تناسبی و غیر یکنواخت الگوی مناسبی باشد. برای غلبه براین موارد یورک و همکارانش [۱۷] معادله IPAT را به صورت یک مدل احتمالی بازآرایی نمودند. کاربرد این مدل جهت آنالیز تاثیرات عوامل موثر بر محیط زیست در موارد متعددی موفقیت آمیز بوده است [۱۸] [۱۹, ۲۰] [۱۶].

$$I=a.P^b.A^c.T^d.e \qquad (۲)$$

در معادله بالا I شاخص تاثیر وارده بر محیط زیست، P تابعی از میزان جمعیت، A تابعی از میزان ثروت و T تابعی از سطح تکنولوژی، a ضریب مدل، b، c و d توان متغیرهای مستقل و e خطای مدل می‌باشد.

با اعمال لگاریتم طبیعی به دو طرف معادله (۲) به یک مدل چند متغیره غیر خطی دست می یابیم:

$$I=a+b.Ln(P)+c.Ln(A)+d.Ln(T)+e.Ln(e) \qquad (۳)$$

به علت توانایی STIRPAT در گسترش مدل و مشارکت دادن عوامل اضافی، این مدل برای محاسبه انتشار آلاینده‌ها بسیار بکار گرفته شده است [۲۱].

در این مطالعه مقادیر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن از بخش نیروگاهی کشور در بازه سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ با استفاده از متغیرهای کلی جمعیت، ثروت و تکنولوژی مدلسازی شده است. با استفاده از مطالعات پیشین و دسترسی به داده‌های مربوط به نیروگاه‌های کشور، متغیرهای یاد شده هر کدام به نوبه خود به متغیرهای جزیی تری تقسیم شده اند که در جدول (۱) تشریح شده اند.

در نهایت معادله مدل STIRPAT به شکل زیر بازنویسی شده است:

$$Ln(CO_2)= c_0+c_1\,Ln(pop)+c_2\,Ln(gdp)+c_3\,Ln(int)+c_4\,Ln(es)+c_5\,Ln(renew)+c_6+c_7\,Ln(A)\,Ln(home) \qquad (۴)$$

- **جمع آوری داده‌ها**

اطلاعات آماری جمعیت بر طبق سالنامه آماری کشور (۱۳۹۲) برای سال‌های ۱۳۶۵، ۱۳۷۰ ، ۱۳۷۵ ، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ ثبت گردیده است و برای سال‌های قبل از ۶۵ و بعد از ۹۰ با استفاده از فرمول $r=\left(\sqrt[n]{\frac{p_n}{p_o}}-1\right)\times 100$ نرخ رشد در فاصله ۵ ساله و ۱۰ ساله محاسبه گردیده و براساس این نرخ رشد، جمعیت هر سال بین سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴ را با استفاده از فرمول $p_n=p_o(1+r)^n$ محاسبه و تعیین گردیده است.

جدول ۱-تعریف متغیرهای موجود در مدل STIRPAT

متغیر	نماد	تعریف
انتشار دی اکسید	CO_2	میزان انتشار دی اکسید کربن
جمعیت	POP	تعداد کل جمعیت را نشان می‌دهد
سرانه تولید	GDP	کل ارزش محصولات نهایی تولیدشده توسط واحدهای اقتصادی

[1] Population
[2] Affluence
[3] Technology

بهره وری انرژی	INT	نسبت تولید ناخالص ملی به میزان کل تولید انرژی الکتریکی
ساختار انرژی	ES	نسبت انرژی الکتریکی ناویژه تولید شده از گاز طبیعی به مجموع انرژی الکتریکی ناویژه تولید شده ازمازوت و گازوئیل
انرژی های تجدیدپذیر	REN EW	نسبت انرژی الکتریکی تولید شده از انرژی های تجدید پذیر، انرژی برقابی، انرژی اتمی به کل انرژی الکتریکی تولید شده در نیروگاه‌ها
مصرف بخش خانگی	HO ME	نسبت انرژی الکتریکی مصرف شده در بخش خانگی به کل انرژی تولید شده در نیروگاه‌ها
ارزش افزوده تولید	A	نسبت ارزش افزوده انرژی الکترکی به ارزش کل ارزش تولید انرژی الکتریکی

اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی بین سال‌های ۱۹۸۰ (۱۳۵۹) تا ۲۰۱۴ (۱۳۹۳) از سایت بانک جهانی و بر اساس ارزش جاری استخراج شده و برای محاسبه سرانه تولید ناخالص از این اطلاعات استفاده شده است.

اطلاعات مصرف سوخت برای نیروگاه‌های بخاری و سیکل ترکیبی و گازی از سال ۱۳۷۹ لغایت ۱۳۹۴ به صورت تفکیک شده از آمار تفضیلی استخراج گردید ولی از سال ۱۳۵۹ لغایت ۱۳۷۸ به علت عدم ثبت اطلاعات مصرف سوخت به تفکیک نوع نیروگاه (بخاری ، گازی، سیکل ترکیبی) ، اطلاعات براساس مصرف هر نوع سوخت در هر سال ثبت گردید.

برای محاسبه مقدار تولید ناویژه حرارتی به ازای مصرف هر نوع سوخت، از نسبت ارزش حرارتی تولیدی هر سوخت به کل ارزش حرارتی تولیدی (نیروگاه های حرارتی در آن سال) استفاده شده است.

میزان تولید ناویژه برقابی، اتمی و تجدید پذیر از آمار تفضیلی ۴۸ ساله صنعت برق ایران استخراج شده است که تا سال ۸۰ فقط برقابی و از ۸۱ انرژی تجدید پذیر نیز اضافه گردیده است [۶۰].

اطلاعات مربوط به مصرف بخش خانگی بین سال‌های ۱۹۸۰ (۱۳۵۹) الی ۲۰۱۴ (۱۳۹۳) از سایت مرکز ملی آمار قسمت سری های زمانی زیر شاخه بخش انرژی استخراج شده است. با توجه به اینکه این داده به صورت نسبت مصرف بخش خانگی به کل تولید ناویژه محاسبه شده است بدون بعد می‌باشد.

اطلاعات مربوط به بهروری انرژی بین سال های ۱۹۸۰ (۱۳۵۹) الی ۲۰۱۴ (۱۳۹۳) با استفاده از داده‌های کل تولید ناویژه برق و همچنین میزان تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است. مقادیر کل تولید ناویژه برق از مجموع تولید ناویژه حرارتی و تولید ناویژه برقابی اتمی و تجدید پذیر به دست آمده است. با توجه به اینکه این داده از نسبت تولید ناخالص داخلی به کل تولید ناویژه برق بدست آمده است، ابعاد آن دلار بر کیلو وات ساعت می‌باشد.

داده‌های مربوط به ساختار انرژی در بازه زمانی سال‌های ۱۹۸۰(۱۳۵۹) الی ۲۰۱۴ (۱۳۹۳) از مقادیر تولید ناویژه بر اساس سوخت گاز طبیعی، سوخت مازوت و سوخت گازوئیل محاسبه شده است. با توجه به اینکه این داده از نسبت تولید ناویژه سوخت گاز بر مجموع تولید ناویژه سوخت مازوت و گازوئیل محاسبه شده است بدون بعد می‌باشد.

داده‌های مربوط به انرژی های تجدید پذیر و برقابی در بازه زمانی سال‌های ۱۹۸۰ (۱۳۵۹) الی ۲۰۱۴ (۱۳۹۳) از مجموع مقادیر تولید ناویژه نیروگاه‌های برقابی، تجدیدپذیر و اتمی و مقدار کل تولید ناویژه نیروگاه‌های کشور محاسبه شده است. با توجه به اینکه این داده از نسبت مجموع مقادیر تولید ناویژه نیروگاه های برقابی، تجدیدپذیر و اتمی به مقدار کل تولید ناویژه نیروگاه‌های کشور بدست آمده است بدون بعد می‌باشد.

داده های مربوط به ارزش افزوده برق و ارزش برق در بازه زمانی سال‌های ۱۹۸۰ (۱۳۵۹) الی ۲۰۱۴ (۱۳۹۲) از سری های زمانی بانک مرکزی قسمت حسابهای ملی سالانه در سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱ استخراج شده است. این داده به صورت نسبت ارزش افزوده برق به ارزش برق محاسبه شده و بدون بعد می‌باشد.

- **محاسبه میزان انتشار**

میزان انتشـار دی اکسـید کربن در بازه سـال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۴ بر اساس روش Tire 1 دستورالعمل IPCC سال ۲۰۰۶ محا سبه شده ا ست. میزان انت شار دی‌اک سیدکربن نا شی از سوخت های مختلف با استفاده از معادله زیر محاسبه می‌شود.

$$CO_2Emissions_{total}=\sum CO_2Emissions_i \quad (۵)$$

در این رابطه $Emissions_{total}$ میزان کل انتشاردی‌اکسیدکربن و $Emission_i$ میزان انتشـار دی‌اکسـیدکربن ناشـی از احتراق سـوخت i می باشـد که با اسـتفاده از معادله زیر محاسـبه می‌گردد:

$$CO_2Emissions_i=Fuel\ Consumption_i \times Emission\ factor_i \quad (۶)$$

در این رابطه $Fuel\ Consumption_i$ میزان سوخت احتراق یافته بر حسب ارزش حرارتی ناشی از سوخت i و $Emission\ Factor_i$ میزان فاکتور انت شار دی‌اک سیدکربن برای سوخت i می باشد (احتراق کامل فرض شده است).

۳- نتایج

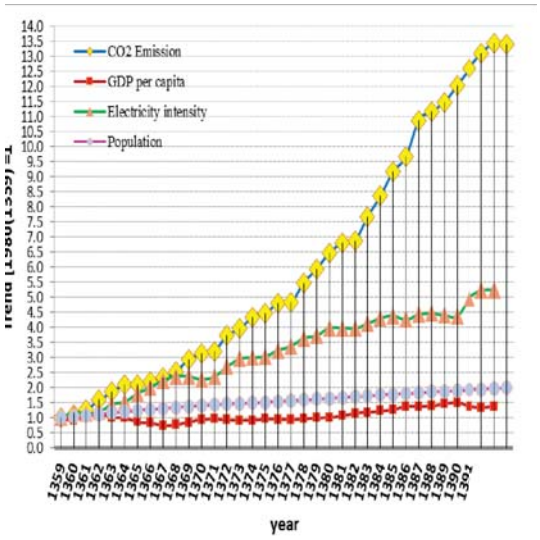
- **نتایج داده ها**

برر سی ها در بازه زمانی ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۱ نشان داد تولید برق در ایران به صـورت عمده حرارتی اسـت و سـایر منابع اولیه همچون اورانیوم و انرژی‌های تجدیدپذیر نقش قابل توجهی در تامین برق مورد نیاز ندارند. سـوخت عمده نیروگاه‌های حرارتی نیز گاز طبیعی بوده و تنها در مقاطع زمانی که امکان ا ستفاده از آن وجود ندا شته با شد، گازوئیل و مازوت جایگزین شـده اسـت. در این بین رشـد تقاضـا در بخش‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی که رشد ظرفیت و تولید برق حرارتی را به همراه داشـته مو جب شـده تا میزان قا بل توجهی گاز دی‌اکسیدکربن در جو منت شر شود و این شاخص در طی بازه زمانی ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۱ با رشد همراه بوده است.

نتایج نشان می دهد که انتشار دی‌اکسیدکربن و میزان جمعیت بر حسب زمات افزایش یافته و روند تغییرات این دو متغیر اکیدا صعودی می‌باشد.

میزان سـرانه تولید ناخالص داخلی در بازه زمانی ۱۳۵۹ الی ۱۳۶۵ روند افزای شی دا شته و به یک ماک سیمم محلی ر سیده سـپس در بازه زمانی ۱۳۶۵ الی ۱۳۷۲ کاهش می یابد. روند این متغیر در سـال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۹۴ به اسـتثناء بازه ۱۳۷۵ الی ۱۳۸۰ که روند نوسـانی بوده اسـت به طور کلی افزایشـی بوده است.

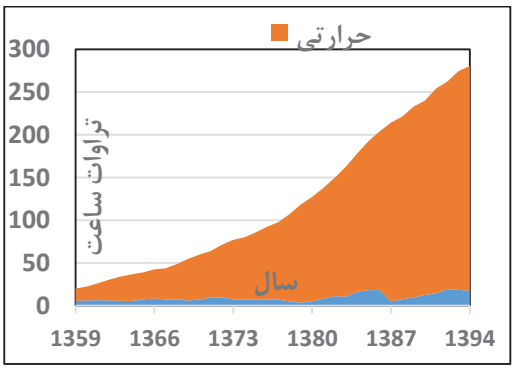
میزان شـدت انرژی (مصـرف انرژی به ازای تولید ناخالص داخلی) در بازه ۱۳۵۹ الی ۱۳۶۵ نو سانی بوده و از سال ۱۳۶۵ الی ۱۳۷۲ روند کاه شی دا شته ا ست. این متغیر در بازه زمانی ۱۳۷۲ الی ۱۳۸۱ دارای یک ماکزیمم محلی در سـال ۱۳۷۵ بوده و در بازه مانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۱ روند افزایشـی داشـته است.



شکل ۱-روند انتشار دی اکسید کربن، تولید ناخالص سرانه، شدت انرژی و جمعیت در بازه زمانی ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۱

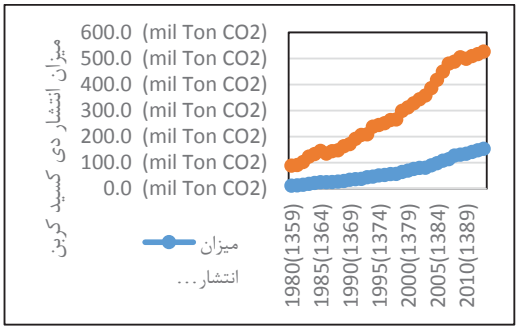
در سـال های آغازین بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ تولید برق غیرحرارتی در کشـور با تولید برق حرارتی قابل مقایسـه بوده است. در ادامه تولید برق حرارتی رشد عمدهای داشته (متوسط سالیانه ۸/۶ درصد) و این رشد در کنار روند نوسانی تولید برق

غیر حرارتی موجب شده تا نزدیک به ۹۰ درصد میزان تولید در تمامی سال‌ها به منابع سوختهای فسیلی وابسته باشد و در بهترین حالت نقش تولید غیرحرارتی (آبی، اتمی و تجدیدپذیر) تنها ۱۰ درصد از کل تولید باشد.



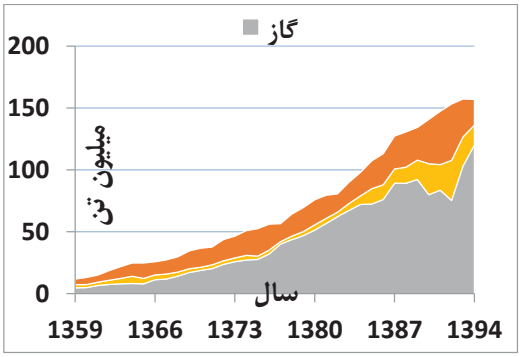
شکل۲-روند تولید ناویژه برق در کشور به تفکیک حرارتی و غیر حرارتی طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱

طی بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴، وابستگی صنعت برق به سوختهای فسیلی موجب شده تا در مجموع ۲۵۵۱ میلیون تن دی‌اکسیدکربن در هوا انتشار یابد. متوسط سالیانه این شاخص ۶۲/۵ میلیون کیلوگرم و میزان رشد سالیانه آن طی بازه زمانی صدرالذکر ۷/۷ درصد می‌باشد. از کل انتشار ارائه شده ۱۵۹۸ میلیون تن به گاز طبیعی، ۲۷۹ میلیون تن به گازوئیل و ۶۷۴ میلیون تن به مازوت اختصاص دارد. سهم گاز طبیعی (نزدیک به دو سوم) قابل توجه است.



شکل۳- میزان انتشار دی‌اکسیدکربن از نیروگاهها و میزان انتشار کل دی‌اکسیدکربن کشور طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴

میزان انتشار دی‌اکسیدکربن از نیروگاه‌های کشور همراه با میزان انتشارکل دی‌اکسیدکربن از کل کشور در بازه زمانی ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۴ افزایش یافته است. اما روند افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن از نیروگاهها سریع تر از روند کلی انتشار می‌باشد، این بدان معنی است که با توسعه صنعت نیروگاهی در کشور طی بازه فوق الذکر، سهم بخش انرژی از انتشار دی‌اکسیدکربن بیش از دوبرابر افزایش یافته است، چناچه درشکل ۳ مشهود است سهم بخش انرژی از ۱۱,۷ میلیون تن در سال ۱۳۵۹ به ۱۵۳,۱ میلیون تن دی اکسید کربن(از ۱۳٪ به ۲۹٪ کل انتشار) در سال ۱۳۹۲ افزایش یافته است.



شکل۴- روند انتشار دی‌اکسیدکربن توسط نیروگاه‌های حرارتی در کشور به تفکیک سوخت طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱

در سال‌های آغازین بازه زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴ دی‌اکسیدکربن ناشی از تولید برق با گاز طبیعی در کشور با دی‌اکسیدکربن ناشی از تولید برق حرارتی با گازوئیل و مازوت قابل رقابت بوده اما در ادامه میزان قابل توجهی از دی‌اکسیدکربن منتشر شده به گاز طبیعی اختصاص دارد و مازوت و گازوئیل در رتبه های بعدی قرار می‌گیرند.

استفاده کم و حداقلی از گازوئیل و مازوت موجبات انتشار میزان قابل توجهی از گاز دی‌اکسیدکربن را فراهم می‌سازد. بنابر این تمامی تلاشها باید در جهت کاهش مصرف این سوختها باشد.

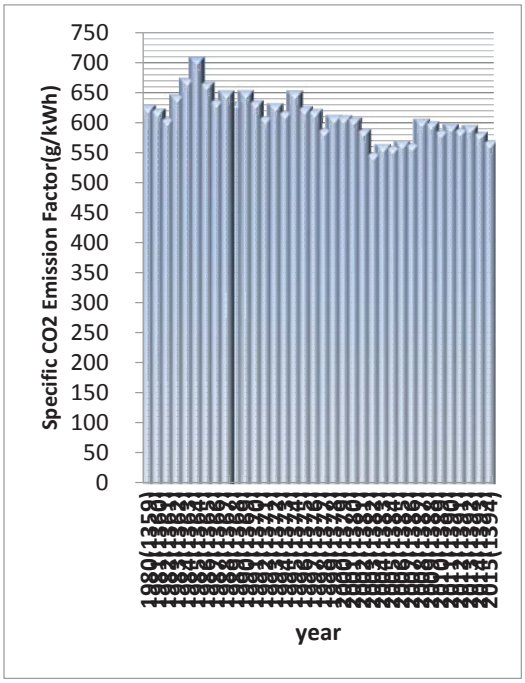
میزان فاکتور انتشار دی‌اکسیدکربن در بازه ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۴ به طور متوسط به میزان ناچیزی دچار کاهش شده است و همواره به شکل نوسانی دچار تغیر شده است. متوسط فاکتور

انتشار در بازه ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۴ برابر ۶۰۳ گرم دی‌اکسیدکربن به ازاء هر کیلووات ساعت انرژی می‌باشد.

- **رگراسیون حداقل مربعات خطا**

در این مطالعه انتشـار دی‌اکسـیدکربن با متغیرهای مسـتقل جمعیت، سـرانه تولید ناخالص ملی، بهره وری، مصـرف بخش خانگی، سـاختار انرژی، انرژی های تجدیدپذیر و ارزش افزوده برق در بازه زمانی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ مدل سازی شده است.

جهت بررسی همبستگی خطی داده‌ها ابتدا از روش رگراسیون عادی حداقل مربع خطا (OLS[1]) اسـتفاده شـده اسـت. اگر پارامتر VIF در آنالیز واریانس این روش برای هر متغیر بیشتر از ۱۰ باشد نشان دهنده همبستگی خطی متغیر می‌باشد[۱۵].



شکل۵- میزان فاکتور انتشار دی‌اکسیدکربن در بازه ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۱

در این مطالعه جهت برازش از نرم افزار Eviews استفاده شده است. نتایج برازش به روش OLS (جدول ۲) نشان می‌دهد که مقادیر VIF برای همه متغیرها بیشـتر از ۱۰ می‌باشـد، در نتیجه همبسـتگی خطی بین متغیرها وجود دارد که موجب ایجاد خطا در تخمین معادله به روش OLS می‌باشد و ضرایب رگراسـیون بدسـت آمده از اعتبار کمی‌برخوردار می‌باشـند در نتیجه روش OLS نشان دهنده مناسبی برای تاثیر متغیرها بر انتشار دی‌اکسیدکربن نمی‌باشد.

جدول ۲- عامل تورم واریانس متغیرها در رگراسیون OLS

متغیر	نماد متغیر	واریانس	VIF
جمعیت	POP	۵E-۴,۷۷	۷۶۰,۱۷۳۸
سرانه تولید ناخالص	GDP	۰,۰۰۰۷۸۳	۲۴۵۸,۲۶۳
بهره وری انرژی	INT	۰,۰۰۱۲۶۷	۵۳,۲۸۲۲۷
ساختار انرژی	ES	۰,۰۰۰۴۷۶	۱۶,۰۱۳۵۷
نسبت مصرف بخش خانگی به	HOME	۰,۰۰۶۷۲۹	۵۴۱,۸۲۱۱
نسبت تولید انرژی های تجدید پذیر به	RENEW	۰,۰۰۰۲۲۹	۶۸,۸۹۲۲۸
نسبت ارزش افزوده برق به	A	۰,۰۰۴۳۵۰	۷۲۰,۳۳۶۵

جهت حل مشکل همبستگی خطی بین پارامتر ها از روش های رگراسـیون ریج [۱۵, ۲۳-۲۵]، کواینتگریشـن [۱۱, ۱۳, ۱۴, ۲۶-۲۹] ، رگراسـیون اثرات ثابت [۱۲, ۳۰-۳۴]، رگرسـیون روباسـت [۳۵] و رگراسـیون حداقل مربعات جزئی [۳۶, ۳۷] اسـتفاده شـده اسـت. در این مطالعه از روش هم انباشـتگی (کواینتگریشـن) جهت حل مشـکل همبسـتگی خطی داده‌ها استفاده شده است.

- **هم انباشتگی[2]**

در این مطالعه شـناسـایی عوامل کلیدی موثر بر انتشـار کربن توسط سه مرحله، یعنی آزمون ریشه واحد، آزمون هم انباشتگی

[1] Ordinary Least Squares

[2] Cointegration

و برآورد هم انباشـتگی انجام شـده اسـت. آزمون ریشـه واحد جهت تعیین مانایی متغیرها مورد اسـتفاده قرار میگیرد. اگر متغیرها در این آزمون مانا تشخیص داده شوند، باید از آزمون هم انباشـتگی به منظور بررسـی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای استفاده شود. اگر مشخص شد که متغیرهای هم انباشـته هسـتند، در نهایت می توان با برآورد یک مدل رگرسیون هم انباشتگی روابط موجود بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را تعیین نمود [۱۱].

- **آزمون ریشه واحد**

روش استاندارد برای آزمون کوانتگریشن بین داده‌ها این است که ابتدا خاصیت مانایی سری های زمانی آزمایش شود. پایایی و ناپایایی یک سـری از داده‌ها می تواند تاثیر شـدیدی روی رفتار و ویژگی های آن داشـته باشـد. اگر متغیرهای مورد اسـتفاده در برآورد مدل ناپایا باشـند، در عین حال که ممکن است هیچ رابطه منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد ضریب تعیین به دست آمده آن به اشتباه می تواند بسیار بالا باشدو موجب گمراهی محقق گردد [۳۸].

بنابرین جهت آزمایش پایایی متغیرها آزمون ریشـه واحد استفاده می شود. آزمونی که بیشترین استفاده در این زمینه را دارد آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] می‌باشـد. در این آزمون، فرضـیه صـفر مبنی بر وجود ریشـه واحد و فرضـیه مقابل پایا بودن حداقل یک عضو از سری زمانی می باشد [۲۶].

جدول۳-آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته(ADF)

Parameter	Test critical values at 1% level	Test critical values at 5% level	Test critical values at 10% level	t-Statistic
POP	-3.66	-2.96	-2.62	-1.83
GDP	-3.70	-2.98	-2.63	-0.95
INT	-3.89	-3.05	-2.67	-2.58
ES	-3.65	-2.96	-2.62	-1.40
Home	-3.65	-2.96	-2.62	-0.34
Renew	-3.62	-2.96	-2.65	-1.80
A	-3.65	-2.96	-2.62	-1.81

با توجه به اینکه مقادیر آماره t (در جدول ۳) برای همه متغیرها از مقادیر بحرانی بیشـتر اسـت، فرض صـفر مبنی بر وجود ریشه واحد پذیرفته نمی شود، به عبارت دیگر متغیرهای یاد شـده دارای ریشـه واحد نبوده و پایا می‌باشـند. در نتیجه خطای رگرسیون کاذب از برازش داده‌ها بوجود نمی آید.

آزمون هم انباشتگی

بعد از آزمون ریشه واحد، آزمون هم انباشتگی به منظور بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها انجام شده است. در برخی تحقیقات از آزمون انگل گرنجر[2] جهت آزمون هم انباشـتگی استفاده شده است، استفاده از این آزمون جهت سری های زمانی با تعداد داده‌های کمتر از ۴۰، دچار خطا می‌با شد، لذا در این مطالعه از آزمون هم انباشـتگی هانسـن[3] اسـتفاده شـده اسـت. در آزمون هانسـن فرض صـفر مبنی بر هم انباشـتگی سری های زمانی و فرض مقابل در ناپایداری رابطه بلند مدت بین متغیرها می‌باشد [۳۹].

جدول ۴- آزمون هم انباشتگی هانسن

	Excluded	Deterministic	Stochastic	
Prob.*	Trends (p2)	Trends (k)	Trends (m)	Lc statistic
< 0.01	0	0	7	3.636370

نتایج آزمون هانسن نشان دهنده وجود رابطه پایدار بلند مدت میان ۷ متغیر بررسی شده و انتشار دی‌اکسیدکربن را نشان می‌دهد. چرا که تعداد روند های احتمالی برابر تعداد متغیرها به جز متغیرهایی که دارای روند غیر معتبرند می‌باشـد. همچنین روند احتمالی جدیدی در این آزمون تشخیص داده نشده است. مقادیر P آزمون بسـیار کوچکتر از ۰،۰۱ بوده که نشـان دهنده دقت آزمون می‌باشد. همچنین مقدار Lc از مقدار بحرانی ۲،۳۵ در سطح معنی داری ۱٪ بیشتر بوده که نشان دهنده مقاومت ضرایب همانباشتگی در مقابل گام زدن تصادفی می‌باشد.

[1] Augmented Dickey–Fuller test
[2] Engle-Granger
[3] Hansen

تخمین ضرایب مدل

پس از اثبات وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها، قدم بعدی تخمین ضـــرا یب را بطه با ند مدت در مدل STIRPAT لگاریتمی فرض شده می‌با شد. نتایج تخمین مدل در جدول ۵ قابل مشاهده است.

در جدول ۵ مقادیر P کوچکتر از ۰,۰۵ می‌باشـــد که نشـــان دهنده معنی دار بودن متغیرها در برازش مدل STIRPAT با روش هم انبا شتگی می‌با شد. به عبارت دیگر مقادیر P ن شان می‌دهد که رابطه معنی داری بین متغیرهای فرض شـــده و انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد. با توجه به ضرایب موجود در نتایج، مدل STIRPAT لگاریتمی به صورت زیر می‌باشد:

$$Ln(CO_2)= 0.13301\ Ln(pop) +1.21030\ Ln(gdp) -1.23455\ Ln(int) -0.09353\ Ln(es) -0.6773\ Ln(renew) +0.57366\ Ln(home) - 0.17376\ Ln(A) \quad (۷)$$

R^2 ا صلاح شده معادله ۷ برابر ۰,۹۹۸۷۳۴ می‌با شد که ن شان دهنده نزدیکی مقادیر برازش شـــده به مقادیر تجربی انتشـــار دی‌اکسیدکربن می‌باشد.

ضرایب معادله ۷ ن شان می‌دهد که پارامترهای جمعیت، سرانه تولید ناخالص داخلی، نسبت مصرف بخش خانگی به کل تولید تاثیر افزایشی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بازه زمانی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ داشـــته ا ند، به عبارت دیگر با افزایش این متغیرهای انتشـــار دی‌اکســـیدکربن نیز افزایش یافته اســـت. بر همین مبنا متغیرهای بهره وری انرژی، ساختار م صرف انرژی در نیروگاه‌ها، نسبت انرژی الکتریکی تولید شده از انرژی های تجدیدپذیر به کل تولید و نســـبت ارزش افزوده برق به کل ارزش تولید برق اثر کاه شی بر انت شار دی‌اک سیدکربن دا شته اند.

جدول ۵- نتایج برازش مدل STIRPAT به روش هم انباشتگی

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
POP	0.13301	0.0035	37.51	0
GDP	1.21030	0.0184	65.78	0
INT	-1.23455	0.0252	-48.97	0
ES	-0.09353	0.0116	-8.09	0
HOME	0.57366	0.0523	10.98	0
RENEW	-0.06773	0.0077	-8.75	0
A	-0.17377	0.0411	-4.23	0.00

با مقایســه قدر مطلق ضـرایب متغیرهای معادله ۷ می‌توان در یافت که بهره وری انرژی و تولید ناخالص ملی بیشترین میزان تاثیر بر انتشـــار دی‌اکســـیدکربن و تغییرات نســـبت انرژی الکتریکی تولید شـــده از انرژی های تجدیدپذیر به کل تولید کمترین میزان تاثیر بر تغییرات انتشـــار دی‌اکســـیدکربن را در بازه یاد شـــده را داشـــته اند. میزان تاثیر متغیرها بر انتشـــار دی‌اکسیدکربن به طور خلاصه به صورت زیر می‌باشد:

بهره وری انرژی> سرانه تولید ناخالص داخلی> نسبت مصرف بخش خانگی به کل تولید> نسبت ارزش افزوده تولید برق به کل ارزش تولید برق> جمعیت> ساختار انرژی> نسبت تولید برق از انرژی های تجدید پذیر به کل تولید برق

٤- نتیجه‌گیری

هدف ا صلی این پژوهش تعیین سهم عوامل مختلف بر انتشار دی اکســـید کربن از نیروگاه‌های کشـــور می‌باشـــد. انتشـــار دی‌اک سیدکربن از نیروگاه‌های ک شور در بازه زمانی ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۱ توسـط مدل احتمالی STIRPAT برازش شـده اسـت. میزان انتشـار دی‌اکسـیدکربن توسـط روش TIER1 از مرجع IPCC محا سبه شده و تو سط متغیرهای جمعیت، سرانه تولید نا خالص داخلی، بهره وری انرژی، ســـاختار انرژی، نســـبت مصرف بخش خانگی به کل تولید ناویژه، نسبت تولید از انرژی های تجدیدپذیر به کل تولید ناویژه و نسبت ارزش افزوده برق به کل ارزش برق برازش شده ا ست. خلا صه نتایج از برازش مدل در بازه زمانی ۱۳۵۹ الی۱۳۹۱ به شرح زیر می‌باشد:

۱. سرانه تولید ناخالص داخلی نقش افزایشی بر انتشار دی‌اکسیدکربن از نیروگاه‌های کشور دارد.

۲. افزایش جمعیت در بازه فوق الذکر موجب افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن از نیروگاه¬ها شده است.
۳. بهره وری انرژی موجب کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن از نیروگاه‌های کشور در بازه زمانی فوق الذکر شده است.
۴. سهم میزان مصرف بخش خانگی از کل تولید ناویژه در کل بازه زمانی ۱۳۵۹ الی ۱۳۹۱ موجب افزایش انتشار دی اکسد کربن شده است.
۵. نسبت تولید از انرژی‌های تجدید پذیر به کل تولید ناویژه نقش کاهشی در انتشار دی‌اکسیدکربن از نیروگاه‌ها ایفا می‌کند.
۶. ساختار انرژی که نشان گر میزان مصرف گاز طبیعی به نسبت سایر سوخت های فسیلی در تولید انرژی است اثر کاهشی بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد.

۵- منابع

1. Li, H., et al., *Analysis of regional difference on impact factors of China's energy–related CO 2 emissions.* Energy, 2012. **39**(1): p. 319-326.
2. Ghorbani, A., et al., *A review of carbon capture and sequestration in Iran: microalgal biofixation potential in Iran.* Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2014. **35**: p. 73-100.
3. Stewart, C. and M.-A. Hessami, *A study of methods of carbon dioxide capture and sequestration—the sustainability of a photosynthetic bioreactor approach.* Energy Conversion and Management, 2005. **46**(3): p. 403-420.
4. Cline, W., *Global warming and agriculture: Impact estimates by country*. 2007: Columbia University Press.
5. Heltberg, R., P.B. Siegel, and S.L. Jorgensen, *Addressing human vulnerability to climate change: toward a 'no-regrets' approach.* Global Environmental Change, 2009. **19**(1): p. 89-99.
6. Amiri, M. and S. Eslamian, *Investigation of climate change in Iran.* J Environ Sci Technol, 2010. **3**(4): p. 208-216.
7. اسلامی, م.ش., قانون الحاق دولت جمهوری اسلامی ایران به پروتکل کیوتو در مورد کنوانسیون چارچوب سازمان ملل متحد در مورد تغییر آب و هوا, م.پ.ه.م.ش. اسلامی ,Editor .1384, مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی.
8. Kermani, F.I., M. Ghasemi, and F. Abbasi, *Industrialization, Electricity Consumption and Co2 Emissions in Iran.* International Journal of Innovation and Applied Studies, 2015. **10**(3): p. 969.
9. Ghiasseddin, M., *Comparison of Iran power plants air pollutants before and after shifting to natural gas.* Iranian J Env Health Sci Eng, 2004. **1**(1): p. 39-41.
10. Liddle, B., *What are the carbon emissions elasticities for income and population? Bridging STIRPAT and EKC via robust heterogeneous panel estimates.* Global Environmental Change, 2015. **31**: p. 62-73.
11. Shuai, C., et al., *Identifying key impact factors on carbon emission: Evidences from panel and time-series data of 125 countries from 1990 to 2011.* Applied Energy, 2017. **187**: p. 310-325.
12. Bargaoui, S.A., N. Liouane, and F.Z. Nouri, *Environmental Impact Determinants: An Empirical Analysis based on the STIRPAT Model.* Procedia-Social and Behavioral Sciences, 2014. **109**: p. 449-458.
13. Xu, R. and B. Lin, *Why are there large regional differences in CO 2 emissions? Evidence from China's manufacturing industry.* Journal of Cleaner Production, 2017. **140**: p. 1330-1343.
14. Zoundi, Z., *CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach.* Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016.
15. Wang, C., et al., *Examining the driving factors of energy related carbon emissions using the extended STIRPAT model based on IPAT identity in Xinjiang.* Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2017. **67**: p. 51-61.
16. York, R., E.A. Rosa, and T. Dietz, *Footprints on the earth: The environmental consequences of modernity.* American sociological review, 2003: p. 279-300.
17. Dietz, T. and E.A. Rosa, *Rethinking the environmental impacts of population, affluence and technology.* Human ecology review, 1994. **1**: p. 277-300.
18. Dietz, T. and E.A. Rosa, *Effects of population and affluence on CO2 emissions.* Proceedings of the National Academy of Sciences, 1997. **94**(1): p. 175-179.
19. Soule, P.T. and J.L. DeHart, *Assessing IPAT using production-and consumption-based measures of I.* Social Science Quarterly, 1998: p. 754-765.
20. Shi, A., *The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975–1996: evidence from pooled cross-country data.* Ecological Economics, 2003. **44**(1): p. 29-42.

21. York, R., E.A. Rosa, and T. Dietz, *STIRPAT, IPAT and ImPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts.* Ecological economics, 2003. **46**(3): p. 351-365.
22. Change, I.P.O.C., *2006 IPCC guidelines for national greenhouse gas inventories*. 2006, 2013-04-28]. http://www. ipcc-nggip. iges. or. jp./public/2006gl/index. html.
23. Cong, X., M. Zhao, and L. Li, *Analysis of Carbon Dioxide Emissions of Buildings in Different Regions of China Based on STIRPAT Model.* Procedia Engineering, 2015. **121**: p. 645-652.
24. Fu, B., et al., *The strategy of a low-carbon economy based on the STIRPAT and SD models.* Acta Ecologica Sinica, 2015. **35**(4): p. 76-82.
25. Wang, P., et al., *Examining the impact factors of energy-related CO 2 emissions using the STIRPAT model in Guangdong Province, China.* Applied Energy, 2013. **106**: p. 65-71.
26. Shahbaz, M., et al., *How urbanization affects CO2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model.* Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016. **57**: p. 83-93.
27. Shafiei, S. and R.A. Salim, *Non-renewable and renewable energy consumption and CO 2 emissions in OECD countries: a comparative analysis.* Energy Policy, 2014. **66**: p. 547-556.
28. Zhang, C. and X. Zhou, *Does foreign direct investment lead to lower CO 2 emissions? Evidence from a regional analysis in China.* Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016. **58**: p. 943-951.
29. Lin, B., et al., *Is the environmental Kuznets curve hypothesis a sound basis for environmental policy in Africa?* Journal of Cleaner Production, 2016. **133**: p. 712-724.
30. Ji, X. and B. Chen, *Assessing the energy-saving effect of urbanization in China based on stochastic impacts by regression on population, affluence and technology (STIRPAT) model.* Journal of Cleaner Production, 2015.
31. Guan, Y., et al., *Measuring county-level heterogeneity of CO 2 emissions attributed to energy consumption: A case study in Ningxia Hui Autonomous Region, China.* Journal of Cleaner Production, 2017. **142**: p. 3471-3481.
32. Zhou, Y. and Y. Liu, *Does population have a larger impact on carbon dioxide emissions than income? Evidence from a cross-regional panel analysis in China.* Applied Energy, 2016. **180**: p. 800-809.
33. Sheng, P. and X. Guo, *The long-run and short-run impacts of urbanization on carbon dioxide emissions.* Economic Modelling, 2016. **53**: p. 208-215.
34. Zhou, Y., et al., *Effects of rural–urban development transformation on energy consumption and CO 2 emissions: A regional analysis in China.* Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2015. **52**: p. 863-875.
35. Miao, L., *Examining the impact factors of urban residential energy consumption and CO 2 emissions in China–Evidence from city-level data.* Ecological Indicators, 2017. **73**: p. 29-37.
36. Yang, Y., et al., *Research on impacts of population-related factors on carbon emissions in Beijing from 1984 to 2012.* Environmental Impact Assessment Review, 2015. **55**: p. 45-53.
37. Tan, X., et al., *China's regional CO2 emissions reduction potential: a study of Chongqing city.* Applied Energy, 2016. **162**: p. 1345-1354.
38. Wang, S., et al., *Quantifying the relationship between urban development intensity and carbon dioxide emissions using a panel data analysis.* Ecological Indicators, 2015. **49**: p. 121-131.
39. Baek, J., *A panel cointegration analysis of CO2 emissions, nuclear energy and income in major nuclear generating countries.* Applied Energy, 2015. **145**: p. 133-138.