

تحلیل اثرات پروتکل کیوتو و توافق نامه پاریس بر انتشار CO₂:

به کارگیری رهیافت‌های رگرسیون تفاضل در تفاضل و جورسازی براساس نمره‌ی تمایل

اسماعیل پیش‌بهار^{۱*} - فاطمه ثانی^۲ - محمد قهرمانزاده^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۲/۲۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۶/۰۲

چکیده

در دهه‌های اخیر پدیده تغییر آب و هوا به عنوان نگرانی عمده‌ی جوامع جهانی مطرح بوده است. بنابراین جامعه بین الملل اقداماتی را در پاسخ به این مشکلات به عمل آورده است که از جمله می‌توان به انعقاد معاهده‌های پروتکل کیوتو و توافق‌نامه‌ی پاریس اشاره نمود. هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی اثرات تعهد کشورهای عضو پروتکل کیوتو و توافق‌نامه پاریس در میزان انتشار آلاینده CO₂ می‌باشد. برای بررسی این مسئله از دو رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل (DiD) و جورسازی براساس نمره تمایل (PSM) استفاده گردید. نتایج رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل بیانگر آن است که تعهد کشورهای پیشرفته در پروتکل کیوتو سبب کاهش انتشار CO₂ به میزان ۱/۸۹ درصد و بر اساس رهیافت PSM سبب کاهش ۱/۷۶ درصد شده است. در توافق‌نامه‌ی پاریس نیز تعهد کشورهای در حال توسعه با استفاده از رهیافت‌های DiD و PSM به ترتیب سبب کاهش انتشار CO₂ به میزان ۱/۲۱ و ۱/۴۵ درصد گردیده است. براساس آنچه ارائه شد، اگر چه این معاهده‌های بین‌المللی در کاهش انتشار CO₂ موفقیت‌آمیز عمل کرده‌اند ولی میزان کاهش انتشار این آلاینده کمتر از میزان تعهد کشورها می‌باشد چرا که پروتکل کیوتو کشورهای صنعتی را ملزم به کاهش نشر آلاینده‌ها تا حداقل ۵ درصد نموده بود. از این رو پیشنهاد می‌گردد در جهت حفظ محیط‌زیست، اجرای تعهدات کشورها در توافق‌نامه‌های مذکور پیگیری گردد تا با همکاری همه‌ی کشورها، کاهش فزاینده‌ای در انتشار آلاینده CO₂ به وجود آید.

واژه‌های کلیدی: پروتکل کیوتو، توافق‌نامه پاریس، رهیافت جورسازی براساس نمره تمایل، رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل

مقدمه

در سال‌های اخیر، از طریق معاهده‌های مربوط به نظارت بر تخلیه‌ی ضایعات در اقیانوس‌ها و توافق‌نامه‌های بین‌المللی در مورد کنترل تخریب لایه‌ی ازن، کوشش‌هایی در زمینه اعمال مدیریت جهانی به عمل آمده است (۱۲). چرا که خطرها و چالش‌های زیست محیطی نه یک مسئله داخلی بلکه یک مسئله جهانی است. دانشمندان جهان از سال ۱۹۸۸ درباره‌ی اثرات گرمایش زمین هشدارهای جدی دادند و سازمان ملل متحد ناچار شد برای مقابله با این اثرات، معاهده‌ای به نام «کنوانسیون تغییرات آب و هوا» را سال ۱۹۹۲ به تصویب کشورها برساند. ضمیمه‌ی یک آن شامل نام کشورهای توسعه‌یافته‌ای است که باید مقدار گازهای گلخانه‌ای خود را کاهش دهند. در این کنوانسیون، برای کشورهای در حال توسعه (نظیر ایران) چون جزو ضمیمه یک نیستند، هیچ تعهدی برای کاهش گازهای گلخانه‌ای در نظر گرفته نشد. با گذشت ۵ سال از امضای کنوانسیون، اختلافات بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه بر سر اجرای کنوانسیون همچنان وجود داشت تا اینکه سال در ۱۹۹۷ شهر کیوتو متن پروتکلی به امضا رسید که اختلافات را به حداقل

گازهای گلخانه‌ای یکی از منابع مهم تهدیدکننده محیط‌زیست محسوب می‌شود، به نحوی که انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از سوخت‌های فسیلی و سایر فعالیت‌های انسانی تهدیدی جدی برای افزایش دمای کره‌ی زمین هستند. از طرفی بخش قابل توجهی از تغییرات آب و هوایی و گرمایش جهانی را می‌توان علاوه بر افزایش آلاینده‌های هوا، ناشی از وارونگی حرارتی و اثر گلخانه‌ای به خصوص غلظت گاز CO₂ در اتمسفر دانست (۸). از این‌رو، افزایش قابل ملاحظه‌ی گاز دی‌اکسید کربن در دهه‌های اخیر به تبع رشد و توسعه‌ی صنعتی، توجه بیشتری را به منظور مقابله و جلوگیری از اثرات مخرب آن به خود جلب کرده است.

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشیار، دانشجوی دکتری و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

(Email: Pishbahar@yahoo.com)

(* نویسنده مسئول)

DOI: 10.22067/jead2.v33i3.72539

اسلامی با تعداد رای بالا به تصویب رسید. سهم مشارکت ایران بر اساس توافق نامه پاریس برای کاهش گازهای گلخانه‌ای ۴ درصد تا سال ۲۰۳۰ است و در صورت امکان رفع تحریم‌ها، انتقال فناوری و خرید گواهی‌های کربن پتانسیل کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای به میزان ۸ درصد اضافه (در مجموع ۱۲ درصد) را دارد. اتحادیه اروپا نیز متعهد به کاهش ۴۰ درصد از انتشار گازهای گلخانه‌ای شده و همچنین کشورهای افغانستان، الجزایر، پاکستان و آذربایجان به ترتیب کاهش ۱۳، ۷، ۲۰ و ۳۵ درصدی را اعلام کرده‌اند (۲۹).

با توجه به اهمیت گرمایش جهانی و سیر صعودی افزایش درجه حرارت زمین و تأثیرات مخرب فراوانی که این پدیده بر بخش‌های مختلف اقتصاد و محیط‌زیست می‌گذارد، هدف تحقیق حاضر مطالعه تأثیر عضویت کشورها در پروتکل کیوتو و توافق نامه پاریس بر میزان انتشار CO₂ می‌باشد. یکی از روش‌های سنجش اثر سیاست مذکور (عضویت در هر کدام از معاهده‌ها) بر میزان انتشار CO₂، مقایسه کشورهای عضو معاهده با سایر کشورهای غیر عضو می‌باشد. میانگین‌گیری از متغیر مورد مطالعه (میزان CO₂) در کشورهای عضو و سایر کشورها یک تقریب موجه و پذیرفتنی از برنامه (سیاست) را در اختیار پژوهشگر قرار نمی‌دهد؛ زیرا که وضعیت کشورها حتی در دوره پیش از اجرای سیاست لزوماً یکسان نیست. متغیرهای بسیاری بر انتشار CO₂ در این گروه از کشورها را تحت تأثیر خود قرار داده است و بدون در نظر گرفتن این متغیرها نمی‌توان از مقایسه‌ی بین دو گروه به سنجش اثر عضویت در هر کدام از معاهده‌ها پرداخت.

در ارزیابی اثر سیاست بر رفتار یا عملکرد یک واحد اقتصادی، به طور آشکار امکان مشاهده و ارزیابی متغیر مورد مطالعه برای یک فرد خاص در دو حالت شرکت در برنامه و عدم شرکت در برنامه وجود ندارد؛ زیرا که یا فرد در برنامه مشارکت داشته است (گروه تیمار) یا مشارکت نداشته است (گروه کنترل). با مقایسه مقدار متغیر مورد مطالعه در دوره پس از اجرای برنامه با دوره قبل از اجرای برنامه نیز نمی‌توان قضاوت کرد که اجرای برنامه این نتیجه را به دنبال داشته است. همچنین نمی‌توان زمان را به عقب برگرداند و در معرض سیاست بودن فرد را تغییر داد. یعنی یکبار در معرض سیاست بودن، بدهد و سپس به گذشته باز گردد و فرد را از در معرض سیاست بودن، حذف کند. یکی از کارهای مهم یافتن متغیری است که بتواند جانشین مناسب برای افرادی باشد که در معرض سیاست بوده‌اند که به این متغیر، مقدار تصویری^۱ گویند.

از جمله روش‌های موجود برای تعیین اثر سیاست‌های اجرا شده، رهیافت‌های «چورسازی بر اساس نمره تمایل^۲» (PSM) و

رساند و اجرای کنوانسیون را تسهیل کرد. این پروتکل که به پروتکل کیوتو موسوم است، باعث شد تا تمام کشورهای پیشرفته کنوانسیون تغییرات آب و هوا، پروتکل کیوتو را امضا کنند. پروتکل کیوتو کشورهای صنعتی را ملزم به کاهش نشر گازهای گلخانه‌ای مشترک تا حداقل ۵٪ نسبت به نشر سال ۱۹۹۰ (در فاصله زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲) نموده است (۲۵). در ایران بسیار دیر و تقریباً همزمان با روسیه، قانون الحاق به این پروتکل از سوی مجلس تصویب شد. نپیوستن ایران به پروتکل دو ضرر به ایران داشت. اول آنکه پس از چند سال ایران مجبور بود به تاخیر انداختن آن تنها موجب پیچیده‌تر شدن این موضوع در آینده بود و از سوی دیگر این به معنای از دست دادن امکاناتی بود که به موجب پروتکل کیوتو به کشورهای در حال توسعه تعلق می‌گرفت. ایران با دیر پیوستن به پروتکل و با بیش از یک سال تاخیر، بیش از یک میلیارد خسارت به دلیل استفاده نکردن از پروژه‌های مکانسیم پاک به خود وارد کرد. اما نکته حائز اهمیت این است که براساس گزارش ملی در سال ۱۹۹۴ میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای توسط ایران ۳۵۰ میلیون تن اعلام شد که امروزه بیش از ۴۲۰ میلیون تن در سال رسیده است که این رقم ایران را در زمره کشورهای جهان از نظر میزان انتشار در رتبه هجدهم قرار داده است.

دوره‌ی اول اجرای پروتکل کیوتو از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ بود و بعداً دوره دوم آن از ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰ به تصویب رسید ولی برخی کشورهای توسعه یافته اجرای دوره دوم پروتکل کیوتو را نپذیرفتند. علت نپذیرفتن دوره دوم، آن بود که برخی کشورهای در حال توسعه نظیر چین، هند، برزیل و آفریقای جنوبی، بیش از کشورهای متعهد شده، گاز گلخانه‌ای منتشر می‌کردند و کشورهای معترض اعتقاد داشتند اجرای مرحله دوم پروتکل کیوتو بدون مشارکت اینگونه کشورهای در حال توسعه منجر به کنترل درجه حرارت کره زمین نمی‌شود.

اوج شکل‌گیری و ثمردهی این ساز و کار در کنفرانس پاریس در سال ۲۰۱۵ بود. در این توافق نامه، نمایندگان ۱۹۵ کشور در پاریس گرد هم آمدند تا تعهدات خود را برای کاهش گازهای گلخانه‌ای تعیین کنند. بدیهی است این تعهدات فراتر از پروتکل کیوتو است و شامل کشورهای در حال توسعه نیز می‌شود. میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای برخی کشورهای در حال توسعه به دلیل رشد اقتصادی بالایی که در سال‌های اخیر کسب کرده‌اند، از کشورهای توسعه یافته نیز فراتر رفته است. در توافق نامه پاریس، تعهدات کشورها به کاهش گازهای گلخانه‌ای، به صورت داوطلبانه به تصویب رسید و مقرر شد هر کشور متناسب با رشد اقتصادی، برنامه‌های توسعه‌ای و فناوری‌های در دسترس، میزان کاهش گازهای گلخانه‌ای را به‌طور داوطلبانه تعهد کند.

در ایران نیز توافق نامه پاریس در سال ۱۳۹۵ در مجلس شورای

1- Counterfactual

2- Propensity Score Matching

تمامی کشورهای اروپایی بوده است. یافته‌ها نیز حاکی از آن است که پروتکل کیوتو تأثیر معنی‌داری بر میزان انتشار آلاینده‌ها در شمال آمریکا و جنوب آفریقا نداشته است.

مرور مطالعات و بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که مطالعات اندکی به بررسی ارزیابی سیاست‌های متفاوت اجرا شده در داخل کشور با استفاده از روش جورسازی پرداخته‌اند. از جمله مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه‌ی شاهنوشی و همکاران (۲۶) در زمینه تأثیر بکارگیری فارغ‌التحصیلان بر بهره‌وری واحدهای علوم دامی، شعبان-زاده و همکاران (۲۸) در تعیین نقش اعتبارات بنگاه‌های زود بازده در توسعه صنعت دامپروری، کشاورز حداد و حیدری (۱۷) برای ارزیابی سیاست نوع وثیقه در ارزش اعتباری شرکت‌ها و جیره‌بندی وام، فریادرس و همکاران (۱۱) برای تحلیل اقتصادی و رفاهی خرید تضمینی شیر و پیش‌بهار و همکاران (۲۳) به منظور سنجش اثر اجرای سیاست قیمت تضمینی جو اشاره نمود. از جمله مطالعات خارج از کشور در زمینه‌ی رهیافت جورسازی در خارج از کشور می‌توان به مطالعات دهجیا و وهابا (۹)، لیست و همکاران (۱۹)، مندولا (۲۰)، پوفایل و ویس (۲۴)، چادگر و کوئین (۷)، پن (۲۲) و گراندلود و مارتیز (۱۳) اشاره نمود. در ادبیات اقتصادی کشور، مطالعه‌ای در خصوص ارزیابی سیاست با بکارگیری رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل صورت پذیرفته است. از این رو مطالعه حاضر سعی دارد که به صورت ویژه با کاربرد رهیافت‌های رگرسیون تفاضل در تفاضل (DiD) و جورسازی براساس نمره‌ی تمایل (PSM) در تحلیل اثر عضویت کشورها در توافق‌نامه‌های کیوتو و پاریس بر میزان انتشار CO₂ بپردازد.

مواد و روش‌ها

روش‌های محاسبات اقتصادی مورد استفاده در این پژوهش در شاخه روش‌های ارزیابی اثر سیاست قرار می‌گیرد. رگرسیون تفاضل در تفاضل و جورسازی براساس نمره تمایل از جمله رهیافت‌های مختلفی است که برای ارزیابی سیاست به کار گرفته می‌شود. در روش نخست ارزیابی اثر برنامه با به کارگیری متغیر دودویی سیاست و نیز متغیر دودویی پیش و پس از اجرای سیاست انجام می‌شود. در حالی که در روش دوم نیاز به یک دوره است. مقدار مشاهده شده متغیر مورد مطالعه برای کشور Y_i با Y_i نشان داده می‌شود. پرسش اصلی این است که آیا در معرض سیاست بودن، سطح Y_i (متغیر مورد مطالعه مانند میزان انتشار CO₂) را تحت تأثیر قرار می‌دهد یا خیر.

الف) رگرسیون تفاضل در تفاضل: به منظور ارزیابی اثر سیاست اجرا شده بر مقدار Y_i فرض می‌شود که اگر فرد در گروه اجرای سیاست قرار گرفته باشد، $T_i = 1$ و در غیر این صورت، $T_i = 0$. همچنین برای Y_i ، دو دوره زمانی پیش و پس از اجرای

«رگرسیون تفاضل در تفاضل» (DiD) است. به منظور به کارگیری این رهیافت‌ها در ارزیابی و یا تعیین میزان موفقیت سیاست اجرا شده، بایستی دو دسته وجود داشته باشد که یکی از دسته‌ها به صورت داوطلبانه و یا حتی ناخواسته تحت تأثیر سیاست مداخله‌جویانه یا هدایت‌گرایانه دولت و یا هر نهاد دیگر قرار گرفته باشد و دسته‌ای دیگر، در معرض اجرای سیاست قرار نگرفته باشد (۱۵).

از جمله مطالعات داخلی که به بررسی پروتکل کیوتو و اثرات آن پرداخته است می‌توان به مطالعات رحیمی و بختیار (۲۵) اشاره کرد. در این مطالعه ایشان به بررسی پروتکل کیوتو و اثرات آن بر اقتصاد جهان پرداختند. نتایج نشان داد که چنانچه پروتکل کیوتو با مشارکت کامل کشورهای ضمیمه یک به اجرا درنیاید اثرات زیانبار ناشی از اجرای آن بر قیمت‌های جهانی نفت خام و نیز اقتصاد ایران به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش خواهد یافت. محمدی و همکاران (۲۱) پیامدهای اقتصادی-محیط زیستی گرمایش جهانی با تأکید بر دستاوردهای اجرای پروتکل کیوتو را ارزیابی نمودند. نتایج بررسی شاخص‌های معیار در ارتباط با گرمایش جهانی نشان داد که با توجه به اینکه کشورهای صنعتی با در نظر گرفتن سیاست‌های مختلف اقتصادی سعی در انجام تعهدات خود در راستای کاهش گازهای گلخانه‌ای داشته‌اند، اما همچنان روند جهانی با افزایش تولید و انتشار مواجه است. هاشمی و همکاران (۱۴) به بررسی اثرات متغیرهای اقتصادی، کارایی انرژی و پروتکل کیوتو بر انتشار دی اکسید کربن با بکارگیری اطلاعات ۵۴ کشور برای گروه کشورهای منا و OECD پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که رشد اقتصادی، رشد جمعیت و سهم بخش صنعت از تولید ملی اثر مثبت و معنی‌داری بر سطح انتشار دی اکسید کربن داشته و در مقابل کارایی انرژی و پذیرش پروتکل کیوتو عموماً باعث کاهش انتشار آلاینده‌ها شده‌اند.

آرتس و جانسن (۲) تأثیر اجرای پروتکل کیوتو را بر اقتصاد دو کشور عضو اوپک، ایران و عربستان پرداختند. نتایج این بررسی‌ها نشان می‌دهد که با توجه به وابستگی ۶۰ درصدی به درآمدهای نفتی، این دو کشور تمایل چندانی به اجرای پروتکل کیوتو که با کاهش خرید سوخت‌های فسیلی و کاهش درآمدهای نفتی نیز همراه است، نداشته باشند. اما از سوی دیگر اعمال مشوق‌های مای در پروتکل کیوتو برای کشورهای آسیب‌پذیر فرصت‌هایی را برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فراهم خواهد نمود. بارگویی و همکاران (۵) با استفاده از مدل STIRPAT به بررسی تأثیر متغیرهای جمعیت، تکنولوژی، رشد اقتصاد و پروتکل کیوتو با توجه به گروه‌بندی کشورها بر اساس درآمد و منطقه جغرافیایی پرداختند که نتایج مطالعات حاکی از اثر منفی جمعیت و رشد اقتصادی بر محیط زیست است. همچنین نتایج نشان دهنده اثر منفی پروتکل کیوتو بر کاهش انتشار آلاینده‌ها در

از رابطه (۷) بدست خواهد آمد:

$$\hat{\delta}_2 = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_1^C \quad (۷)$$

امید ریاضی این تخمین زن مطابق رابطه (۸) می باشد:

$$E(\hat{\delta}_2) = E(\bar{Y}_1^T) - E(\bar{Y}_1^C) \quad (۸)$$

با بکارگیری رابطه (۱) رابطه (۹) بدست می آید:

$$E(\hat{\delta}_2) = E(\bar{Y}_1^T) - E(\bar{Y}_1^C) = [\alpha + \beta + \gamma + \delta] - [\alpha + \gamma] = \delta + \beta \quad (۹)$$

و بنابراین این برآوردگر هم تا زمانی که $\beta \neq 0$ است، اریب دار خواهد بود.

تخمین زن تفاضل در تفاضل از کسر نمودن تفاضل در میانگین - های Y_i برای دوره پیش و پس از اجرای برنامه برای گروه کنترل از تفاضل در میانگین های Y_i مربوط به گروه تیمار پیش و پس از اجرای برنامه و مطابق رابطه (۱۰) تعریف می گردد. به همین دلیل به این تخمین زن، «تفاضل در تفاضل» گفته می شود.

$$\hat{\delta}_{DD} = (\bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T) - (\bar{Y}_1^C - \bar{Y}_0^C) \quad (۱۰)$$

امید ریاضی تخمین زن مطابق رابطه (۱۱) بدست خواهد آمد:

$$E(\hat{\delta}_{DD}) = (E[\bar{Y}_1^T] - E[\bar{Y}_0^T]) - (E[\bar{Y}_1^C] - E[\bar{Y}_0^C]) \quad (۱۱)$$

$$= \{[\alpha + \beta + \gamma + \delta] - [\alpha + \beta]\} - \{[\alpha + \gamma] - [\alpha]\} = \delta$$

در قالب رگرسیون تعریف شده در (۱)، رابطه (۱۱) به صورت

رابطه (۱۲) درخواهد آمد:

$$E(\hat{\delta}_{DD}) = \{E(Y_i|T_i = 1, t_i = 1) - E(Y_i|T_i = 1, t_i = 0)\} \quad (۱۲)$$

$$- \{E(Y_i|T_i = 0, t_i = 1) - E(Y_i|T_i = 0, t_i = 0)\} = \delta$$

مشاهده می شود که تخمین زن حداقل مربعات معمولی $\hat{\delta}$ ، یک

تخمین زن ناریب برای δ است. به عبارتی اثر برنامه به روش تفاضل

در تفاضل ها به صورت جدول ۱ محاسبه می گردد.

ب) جورسازی براساس نمره‌ی تمایل: جورکردن

مشاهدات یک رهیافت شهودی برای برآورد آثار ناشی از اجرای یک سیاست است. این رهیافت به طور وسیعی برای ارزیابی میزان موفقیت سیاست های اجرا شده یا ارزیابی دقیق میزان اثرگذاری سیاست - گذاری ها استفاده شده است. برخلاف تحلیل های رگرسیون تفاضل در تفاضل، برای انجام ارزیابی سیاست با به کارگیری جورسازی بر اساس نمره‌ی تمایل، داشتن تنها یک سال داده های مقطعی کفایت می کند.

سیاست در نظر گرفته شده که اندیس های ۰ و ۱ به ترتیب برای دوره زمانی پیش و پس از اجرای برنامه به کار گرفته می شود. اندیس i نشانگر کشور نام $i = 1, \dots, N$ و بالانویس T و C به ترتیب برای نشان دادن گروه تیمار و کنترل به کار گرفته می شود. متغیر وابسته‌ی مورد مطالعه را می توان به صورت رابطه (۱) نوشت.

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta(T_i, t_i) + u_i \quad (۱)$$

که در آن t متغیر زمان $t \in \{0, 1\}$ و T_i متغیر دو حالتی مربوط به در معرض سیاست قرار گرفتن کشور است. هدف یک پژوهش ارزشیابی اثر برنامه، یافتن یک تخمین خوب برای δ ، یعنی یافتن $\hat{\delta}$ با استفاده از داده های موجود است. امید ریاضی متغیر وابسته برای هر یک از چهار حالت، پیش و پس از اجرا، گروه کنترل و گروه آزمایش به صورت روابط (۲) تا (۵) می باشد (۱۸):

$$E(Y_i|T_i = 1, t_i = 0) = \alpha + \beta \quad (۲)$$

$$E(Y_i|T_i = 1, t_i = 1) = \alpha + \beta + \gamma + \delta \quad (۳)$$

$$E(Y_i|T_i = 0, t_i = 0) = \alpha \quad (۴)$$

$$E(Y_i|T_i = 0, t_i = 1) = \alpha + \gamma \quad (۵)$$

اگر تخمین زن اثر اجرای سیاست به صورت تفاضل در Y_i برای دو دوره پیش و پس از اجرای سیاست، تنها برای گروه آزمایش محاسبه شود، آنگاه رگرسیون $Y_i = \alpha_1 + \delta_1 T_i + u_i$ برآورد گردیده و برآوردگر حداقل مربعات معمولی $\hat{\delta}_1$ به صورت تفاضل در میانگین نمونه Y_i برای دو گروه آزمایش برای دو دوره‌ی پیش و پس از اجرای برنامه $\hat{\delta}_1 = \bar{Y}_1^T - \bar{Y}_0^T$ به دست می آید که در آن \bar{Y}_1^T و \bar{Y}_0^T به ترتیب برابر $E(Y_1^T)$ و $E(Y_0^T)$ هستند. از این رو، با به کارگیری (۱) رابطه (۶) حاصل می گردد:

$$E(\hat{\delta}_1) = E(\bar{Y}_1^T) - E(\bar{Y}_0^T) = [\alpha + \beta + \gamma + \delta] - [\alpha + \beta] = \gamma + \delta \quad (۶)$$

که در آن $\hat{\delta}_1$ یک تخمین زن اریب برای δ بوده و تا زمانی که $\gamma = 0$ باشد، یعنی Y_i دارای روند زمانی باشد، این تخمین زن نمی تواند به درستی میزان اثرگذاری برنامه را بر متغیر وابسته‌ی Y_i نشان دهد. از این رو، لازم است متغیر توضیحی روند زمانی به عنوان یک متغیر مرتبط در مدل رگرسیونی لحاظ شود. این تخمین زن ساده گروه برنامه در مقابل کنترل در دوره زمانی بعد از اجرای برنامه، رگرسیون $Y_i = \alpha_2 + \delta_2 t_i + u_i$ در دوره پس از اجرای برنامه و برای دو گروه تیمار و کنترل به کار بسته می شود. آنگاه تخمین زن اثر اجرای برنامه

جدول ۱- محاسبه اثر برنامه به روش تفاضل در تفاضل

Table 1- Calculate the program effect using the difference in difference method

تفاضل در گروه	(Group difference)	گروه تیمار (Treatment=1)	گروه کنترل (Treatment=0)
سال ۰ (Time=0)	β	$\alpha + \beta$	α
سال ۱ (Time=1)	$\beta + \delta$	$\alpha + \beta + \gamma + \delta$	$\alpha + \gamma$
تفاضل در سال (Time difference)	δ	$\gamma + \delta$	γ

نمونه نامیده می‌شود. برای حل مشکل انتخاب نمونه، بایستی فرض -هایی در نظر گرفته شود. از جمله این فرض‌ها می‌توان به نابستگی شرطی اشاره کرد. این فرض بیان می‌کند که برای مجموعه متغیرهای کمکی X که تحت تأثیر اثرات درمانی قرار نمی‌گیرد، مقدار بالقوه متغیر مورد مطالعه مستقل از تخصیص بین گروه تیمار و کنترل است که این فرض به صورت رابطه (۱۶) نمایش داده می‌شود:

$$Y_i(0), Y_i(1) \perp D_i | X_i \quad (16)$$

یکی از فرض‌های مهم برای اعتبار تخمین ATT^1 با استفاده از رهیافت PSM، شرط تکیه‌گاه مشترک^۲ یا شرایط هم‌پوشانی است، $0 < P(D_i = 1 | X_i) < 1$. این فرض تضمین می‌کند که افراد با مقادیر X_i یکسان، دارای احتمال مثبت مشارکت و عدم مشارکت هستند (۱۴). با فرض برقراری دو فرض گفته شده، برآوردگر PSM برای برآورد ATT می‌تواند به صورت رابطه (۱۷) نوشته شود (۶):

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E_{P(X)|D_i=1} \{E[Y_i(1)|D_i = 1, P(X_i)] - E[Y_i(0)|D_i = 1, P(X_i)]\} \quad (17)$$

به بیان دیگر، برآورد PSM، تنها یک تفاضل در میانگین افراد گروه تیمار و گروه کنترل است که از میانگین‌ها یک میانگین وزنی به وسیله وزن‌های توزیع نمره تمایل به مشارکت گرفته می‌شود (۱۶).

از آنجایی که کشورهای متعهد در پروتکل کیوتو و توافق نامه پاریس با هم متفاوت می‌باشند، لذا برای جداسازی کشورها به دو گروه کنترل و تیمار دو سناریوی متفاوت در نظر گرفته می‌شود. سناریوی اول شامل پروتکل کیوتو می‌باشد که در آن کشورهایی که طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ عضو پروتکل کیوتو بودند، به عنوان گروه تیمار و سایر کشورها جزو گروه کنترل در نظر گرفته می‌شوند. از آنجایی که در رگرسیون تفاضل در تفاضل دو دوره داده (پیش و پس از آنجایی که در رگرسیون تفاضل در تفاضل دو دوره داده (پیش و پس از عضویت در پروتکل کیوتو) لازم می‌باشد، بنابراین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ نیز به عنوان سال‌های قبل از اجرای سیاست و سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ به عنوان سال‌های بعد از اجرای سیاست در نظر گرفته شد.

سناریوی دوم مربوط به توافق نامه‌ی پاریس است. در این توافق نامه، علاوه بر کشورهای جزء ضمیمه‌ی یک، سایر کشورهای در حال توسعه نیز به آن پیوستند. پس نمی‌توان گروه کنترل را گروهی در نظر گرفت که تحت این سیاست قرار نگرفته‌اند. حال با این تعریف جدید، سعی می‌شود گروه کنترل و تیمار را به خوبی جدا کرده و مقایسه لازم را بین آن‌ها انجام داد. از این رو، در توافق نامه پاریس

رهیافت PSM اجازه می‌دهد که اثرات تیمار (اجرای سیاست) با شبیه‌سازی به یک آزمایش تصادفی به سبک ناپارامتریک برآورد شود. فرض بر این است که هر دو مشاهده با ارزش‌های یکسان، تفاوت قابل ملاحظه‌ای را در عکس‌العمل به درمان نشان نمی‌دهد. یعنی مشاهدات در گروه تیمار (کشورهای عضو معاهده) با مشاهدات گروه کنترل (سایر کشورها) همسان سازی می‌شوند. در نهایت هر مشاهده در گروه تیمار با یک مشاهده در گروه کنترل متناظر می‌شود. نتیجه پیش‌بینی این است که تفاوت‌های موجود در نتایج در میان هر جفت همسان‌سازی شده، فقط به خاطر اثر تیمار است و نه تفاوت‌های قابل مشاهده بین جفت‌ها.

در این روش، مشاهدات به دو گروه تقسیم شده به طوری که اگر کشور i اثر درمانی را دریافت کند (در اینجا شرکت در معاهده) D_i برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر فرض می‌شود. همچنین مقدار متغیر مورد مطالعه برای فرد i به صورت $Y_i(D_i)$ تعریف می‌شود به طوری که $i = 1, \dots, N$ و N شامل تعداد کل مشاهدات است. اثر درمانی برای فرد i به صورت رابطه‌ی (۱۳) نشان داده می‌شود (۶):

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (13)$$

مهم‌ترین مشکلی که در محاسبه‌ی عبارت τ_i وجود دارد، این است که تنها یکی از مقادیر بالقوه از $Y_i(1)$ یا $Y_i(0)$ برای فرد i قابل مشاهده است. اگر فرد i در معرض اثر درمانی قرار گرفته باشد، $Y_i(0)$ مشاهده‌پذیر نیست و اگر فرد i در معرض اثر درمانی قرار نگرفته باشد، $Y_i(1)$ قابل مشاهده نمی‌باشد. برای برآورد اثر درمانی بر افرادی که درمان را دریافت کرده‌اند، از رابطه (۱۴) استفاده می‌شود (۶):

$$\tau_{ATT} = E(\tau_i | D_i = 1) = E(Y_i(1) | D_i = 1) - E(Y_i(0) | D_i = 0) \quad (14)$$

از آنجایی که مقدار میانگین فرضی برای آن‌هایی که در گروه تیمار قرار گرفته ولی تحت تاثیر اثر درمانی قرار نگرفته‌اند به عبارتی $E(Y_i(0) | D_i = 1)$ قابل مشاهده نیست، به منظور برآورد مقدار میانگین اثر برنامه بر گروه تیمار (ATT)، بایستی جایگزین مناسبی برای آن پیدا کرد؛ زیرا به احتمال زیاد این مؤلفه خودش تعیین کننده مشارکت یا عدم مشارکت در برنامه بوده، یعنی D_i درون‌زا بوده و مقدار Y_i به مقدار D_i بستگی پیدا می‌کند. بنابراین مقدار متغیر مورد مطالعه برای گروه تیمار و کنترل متفاوت بوده و حتی در صورت عدم اثرات درمان، منجر به اربیب ناشی از انتخاب نمونه می‌گردد (۱۶).

$$E(Y_i(1) | D_i = 1) - E(Y_i(0) | D_i = 0) = \tau_{ATT} + \quad (15)$$

$$E(Y_i(0) | D_i = 1) - E(Y_i(0) | D_i = 0)$$

تفاضل سمت چپ رابطه (۱۵) و τ_{ATT} ، اربیب ناشی از انتخاب

1- Average Treatment Effects on the Treated

2- Common Support

$$(LnCO_2)_{it} = \alpha_i + \beta_1(kyoto-0r-Paris)_{it} + \beta_2 LnGDP_{it} \quad (18)$$

کشورهایی که از قبل عضو پروتکل کیوتو بوده جزو گروه کنترل و کشورهای جدیدی که به این توافق نامه پیوستند، گروه تیمار در نظر گرفته می‌شود. توافق نامه پاریس در اواخر سال ۲۰۱۵ منعقد گردید. از این رو، در رگرسیون تفاضل در تفاضل، سال ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ را سال اجرای سیاست در نظر گرفته و با سال ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ (سال-های قبل از اجرای سیاست) مقایسه می‌شود، تا اثر اجرای توافق-نامه‌ی پاریس بر میزان انتشار CO₂ ارزیابی گردد. در این بخش با توجه به مقدماتی که به آن‌ها اشاره شد، هدف ارزیابی تأثیر عضویت کشورها در «پروتکل کیوتو» و «توافق نامه پاریس» بر میزان انتشار CO₂ است. متغیر نتیجه^۱ این تحقیق لگاریتم CO₂ است. برای برآورد معادله‌ی نمره‌ی تمایل باید دو انتخاب صورت گیرد. نخست انتخاب الگوی برآورد احتمال، $P(D_i = 1|X_i)$ و انتخاب دوم، متغیرهای کمکی این الگو است. معمولاً الگوهای به کار بسته شده برای ارزیابی یک سیاست از الگوی پروبیت و یا لاجیت پیروی می‌نمایند.

$$(LnCO_2)_{it} = \alpha + \lambda_1 LnGDP_{it} + \lambda_2 (LnGDP_{it})^2 + \lambda_3 LnAVI_{it} + \lambda_4 LnFDI_{it} + \lambda_5 LnUP_{it} + \beta(treatment)_i + \gamma(time)_i + \delta(treatment \times time)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

توان دوم لگاریتم GDP سرانه، AVI سهم ارزش افزوده بخش صنعت، FDI نسبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GDP، UP نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت و ε_{it} اجزای اخلال مدل است که فرض می‌شود توزیع مستقل و مشخصی دارد و $(LnCO_2)_{it}$ لگاریتم CO₂ سرانه به عنوان متغیر نتیجه در نظر گرفته می‌شود. الگوی تجربی مطالعه در رهیافت تفاضل در تفاضل به صورت رابطه (۱۹) می‌باشد:

در پروتکل کیوتو، کشوری که عضو این پروتکل باشد $treatment = 1$ ، در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. در حالی که در توافق نامه پاریس کشورهایی که در سال ۲۰۱۵ به این توافق-نامه پیوستند $treatment = 1$ و برای کشوهایی که قبلاً عضو پروتکل کیوتو بودند $treatment = 0$ خواهد بود. در پروتکل کیوتو برای سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲، $time = 1$ و برای سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ مقدار $time$ صفر خواهد بود. در توافق نامه پاریس نیز برای سال‌های ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ میزان $time$ برابر یک و برای سال‌های ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵، $time = 0$ در نظر گرفته می‌شود. هدف تحقیق ارزیابی اثر برنامه و یافتن تخمین مناسب برای δ است. در اینجا $\delta < 0$ به معنی اثر مثبت عضویت کشورها در پروتکل کیوتو و توافق نامه پاریس در کاهش انتشار CO₂ است.

برای متغیر نتیجه دو حالت قابل تصور است، که هنگام وقوع حالت اول (عضویت کشور در پروتکل کیوتو و یا توافق نامه پاریس) مقدار یک و در صورت عدم عضویت مقدار صفر به خود می‌گیرد. در این تحقیق، ابتدا برای بدست آوردن احتمال این که عضویت کشورها در پروتکل کیوتو یا توافق نامه پاریس تأثیرگذار باشد، الگوی پروبیت و یا لاجیت تخمین زده می‌شود و سپس با استفاده از نمره تمایل بدست آمده، اثر عضویت کشورها بر میزان انتشار CO₂ سنجیده می‌شود. در رابطه (۲۰)، $treat_i$ برای گروه تیمار مقدار یک و برای گروه کنترل مقدار صفر در نظر گرفته می‌شود.

$$treat_i = \alpha_i + \beta_1 LnGDP_i + \beta_2 (LnGDP_i)^2 + \beta_3 LnAVI_i + \beta_4 LnFDI_i + \beta_5 LnUP_i + \varepsilon_i \quad (20)$$

نمونه آماری این پژوهش شامل تمامی کشورهای جهان ۲۰۱۷ می‌باشد. با توجه به اینکه برخی از کشورها فاقد اطلاعات آماری مناسب جهت تحلیل بودند، از این رو در این مطالعه کشورهایی انتخاب شدند که اطلاعات مربوطه در دسترس بود. داده‌های آماری مورد استفاده در این مطالعه برای بررسی پروتکل کیوتو به

متغیرهای بسیاری در این دو گروه از کشورها بر میزان انتشار CO₂ مؤثر بوده است. درآمد (GDP) از جمله متغیرهایی است که برای توضیح رابطه بین فعالیت‌های اقتصادی و آلودگی زیست محیطی به کار می‌رود. فرضیه منحنی کوزنتس (EKC^۲) پیش‌بینی می‌کند که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، رشد بالاتر با افزایش آلودگی همراه است، اما بعد از مدتی به علت استفاده از تکنولوژی-های دوست‌دار محیط زیست، با افزایش آلودگی کاهش می‌یابد. این امر منجر به وجود یک رابطه به شکل U معکوس بین رشد اقتصادی و آلودگی می‌گردد. تحرکات بین‌المللی سرمایه نیز می‌تواند بر سطوح آلودگی ملی اثر بگذارد. چرا که ورود FDI به کشورهای در حال توسعه منجر به افزایش آلودگی و تخریب محیط‌زیست می‌شود. چرا که کشورهای توسعه یافته تمایل دارند صنایع آلاینده خود را به کشورهای سوق دهند که استانداردهای زیست محیطی ضعیف‌تری دارند. یکی دیگر از متغیرهای مورد بررسی در ادبیات پیشین اثر سهم صنعت در اقتصاد کشور بر میزان آلودگی است. به عبارتی بخش تولید آلوده‌کننده‌تر از بخش خدمات است و انتظار می‌رود متغیر مذکور با میزان آلودگی رابطه مثبتی داشته باشد. براساس مطالعات پیشین ویژگی‌های جمعیت‌شناختی از جمله درجه شهرنشینی نیز می‌تواند بر میزان آلودگی‌ها مؤثر باشد. از این رو، این متغیرها به عنوان متغیرهای کمکی یا همگن‌ساز وارد الگو می‌گردند. الگوی تجربی این مطالعه در رهیافت PSM به فرم لگاریتمی به صورت رابطه (۱۸) است:

1- Outcome Variable

2- Environmental Kuznets Curve

نتایج و بحث

الف) پروتوکل کیوتو: با توجه به مقدماتی که در قسمت قبل اشاره شد، جهت برآورد اثر عضویت کشورها بر میزان انتشار CO₂، ابتدا یک مدل لاجیت یا پروبیت تخمین زده می شود و بر اساس آن نمره تمایل بدست می آید. در نهایت با استفاده از نمره تمایل بدست آمده جورسازی صورت می گیرد. نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت در پروتکل کیوتو بر اساس رهیافت تفاضل در تفاضل در جدول ۲ آمده است:

صورت سری زمانی و بر اساس داده های سال های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ و در توافق نامه ی پاریس برای سال های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۷ بوده است. داده های CO₂ سرانه از مرکز تحقیقات اتحادیه اروپا (Edgar) برای تحقیقات جهانی اتمسفر، داده های مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GDP و نسبت جمعیت شهری به کل از مرکز سازمان ملل متحد تجارت و توسعه (Unctadstat) و داده های مربوط به سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی از بانک جهانی برای ۱۳۹ کشور جمع آوری گردید.

جدول ۲- نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت در رهیافت DiD (پروتکل کیوتو)
Table 2- Estimation Results of Probit model in DiD method (Kyoto protocol)

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره Z Z statistics	سطح معنی داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	-0.16**	0.05	-3.2	0.002
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	0.005	0.02	0.24	0.80
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	-0.025*	0.015	-1.62	0.10
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	0.02**	0.007	2.83	0.005
لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	-0.09*	0.05	-1.79	0.07
عرض از مبدا (Cons)	-0.06	3.06	-0.02	0.98
Prob=0.007		LR chi2=15.85	Pseudo R ² = 0.37	

مأخذ: یافته های تحقیق (**, *, **) به ترتیب معنی داری در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد

Source: Research findings (** and * respectively significantly in level of 5 and 10 percent)

خارجی معنی دار گردیده اند. متغیر سهم ارزش افزوده بخش صنعت و سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر منفی و متغیر نسبت جمعیت شهری اثر مثبت بر احتمال قرار گرفتن در یک گروه همسان داشته اند. پس از تخمین الگوی PSM بایستی آزمون توازن متغیرهای کمکی قبل از برآورد اثر درمانی مورد بررسی قرار گیرد. به عبارت دیگر هدف از این آزمون بررسی این موضوع است که آیا عضویت کشورها در هر کدام از معاهده ها مستقل از مشخصه های کشورهای عضو است یا خیر. جدول ۵ نتایج حاصل از آزمون توازن الگوی PSM را نشان می دهد. همان گونه که مشاهده می شود قبل از جورسازی بین میانگین متغیرهای کنترلی گروه تیمار و گروه کنترل تفاوت معنی داری وجود داشته است از این رو نمی توان به نتایج اثر پروتکل کیوتو اعتماد کرد. در حالی که بعد از جورسازی، آماره t-test برای تمامی متغیرهای کمکی در هر دو گروه تیمار و گروه کنترل در سطح ۱۰ درصد فرضیه برابری میانگین رد نشده است. به عبارت دیگر مقادیر میانگین متغیرهای کمکی الگوی PSM دارای میانگین های

همان طور که در جدول ۲ نشان داده شده است متغیرهای GDP سرانه، سهم ارزش افزوده بخش صنعت و سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر منفی بر احتمال قرار گرفتن در یک گروه همسان داشته اند که به ترتیب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنی دار می باشند. همچنین متغیر نسبت جمعیت شهری اثری مثبت داشته که در سطح ۵ درصد معنی دار است. جدول ۳ خروجی رگرسیون تفاضل در تفاضل را نشان می دهد. در این رگرسیون ضریب متغیر DiD همان پارامتر یعنی اثر عضویت در پروتکل کیوتو بر انتشار CO₂ است. مقدار ضریب برابر ۱/۸۹ و علامت ضریب بدست آمده منفی است. ضریب منفی بدین معنی است که عضویت کشورها در پروتکل کیوتو سبب کاهش در میزان انتشار CO₂ به اندازه ۱/۸۹ درصد شده است. بر اساس رهیافت PSM نیز اثر عضویت در پروتکل کیوتو بر انتشار CO₂ بررسی گردید. نتایج حاصل از تخمین الگوی لاجیت در روش PSM در جدول ۴ گزارش گردیده است. در این الگو ضرایب سهم ارزش افزوده، نسبت جمعیت شهری و سرمایه گذاری مستقیم

متغیرهای کمکی در گروه تیمار و کنترل بعد از جورسازی به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته است. به طوری که، این اختلاف برای متغیر GDP حدود ۷۲/۶ درصد و نسبت جمعیت جمعیت شهری به کل GDP ۹۶/۲ درصد کاهش یافته است. در شکل ۲ مقادیر نمره‌ی تمایل توابع توزیع برای هر دو گروه تیمار و کنترل نشان داده شده است. این نمودار تأیید می‌کند که تابع توزیع چگالی نمره‌ی تمایل هر دو گروه پس از تخمین الگو PSM دارای تکیه‌گاه مشترک هستند که به معنی معتبر بودن تخمین الگوی PSM می‌باشد.

برابری هستند. به این ترتیب نمی‌توان فرضیه‌ی توازن را رد کرد و بنابراین، میانگین متغیرهای کمکی در هر دو گروه بعد از جورسازی تفاوت معنی‌داری ندارند.

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که درصد ارباب متغیرهای کمکی در هر دو گروه کنترل و تیمار بعد از جورسازی نسبت به قبل از جورسازی به میزان قابل توجهی کاهش یافته و الگو توانسته شرایط جورسازی در گروه کنترل برای مقایسه با گروه تیمار را جستجو و پیدا نماید. درصد ارباب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی در شکل ۱ قابل مشاهده است. همان‌طور که شکل ۱ نشان می‌دهد، اختلاف بین

جدول ۳- نتایج حاصل از رگرسیون تفاضل در تفاضل (پروتکل کیوتو)

Table 3- Results from DiD regression (Kyoto protocol)

متغیر نتیجه Outcome variable	لگاریتم CO ₂ Log CO ₂	انحراف معیار Standard deviation	آماره t t Statistics	سطح معنی‌داری Prob
سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ (t=0) (From 2005 to 2008)				
گروه کنترل (C) (Control group)	5.74			
گروه تیمار (T) (Treated group)	7.83			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	2.08***	0.07	2.97	0.004
سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ (t=1) (From 2005 to 2008)				
گروه کنترل (C) (Control group)	7.85			
گروه تیمار (T) (Treated group)	8.04			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	0.019**	0.09	2.11	0.05
تفاضل در تفاضل (Difference in difference)	-1.89**	0.9	-2.1	0.045

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد)

Source: Research findings (***) and ** respectively significantly in level of 1 and 5 percent)

جدول ۴- نتایج حاصل از تخمین مدل لاجیت در الگوی PSM (پروتکل کیوتو)

Table 4- Estimation Results of logistic model in PSM method (Kyoto protocol)

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره z z Statistics	سطح معنی‌داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	0.14	0.39	0.38	0.7
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	-0.004	0.01	-0.29	0.76
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	-0.022**	0.008	-2.52	0.012
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	0.04***	0.005	8.9	0.000
لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	-0.017*	0.009	-1.88	0.10
عرض از مبدا (Cons)	2.76	2.27	1.22	0.22
Prob= 0.000		LR chi2=90.97		Pseudo R ² = 0.33

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد)

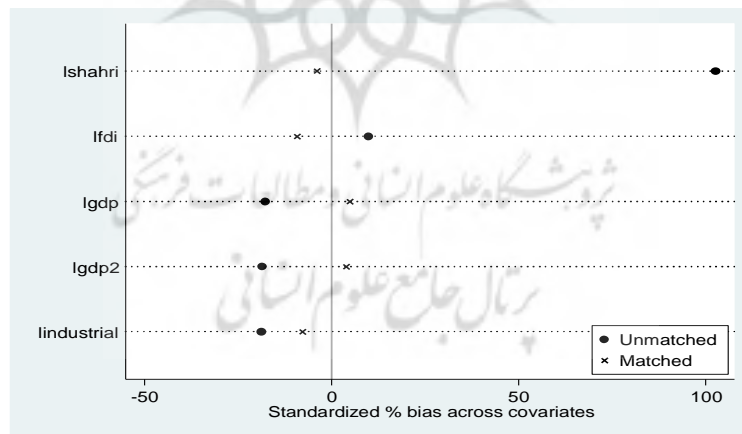
Source: Research findings (***) significantly in level of 1 percent)

جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون توازن الگو PSM (پروتکل کیوتو)
Table 5- Results from balance test in PSM method (Kyoto protocol)

	میانگین گروه تیمار Treated mean	میانگین گروه کنترل Control mean	درصد اریب %Bias	درصد قدرمطلق کاهش اریب %Reduce bias	آماره t t Statistics	معنی داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	U M	10.7 10.7	-17.7 4.9	72.6	-1.61 0.38	0.1 0.7
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	U M	119.8 119.8	-18.6 3.9	79.3	-1.68 0.30	0.09 0.76
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	U M	3.11 3.11	-18.9 -7.8	58.7	-1.83 0.55	0.06 0.58
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل Log the proportion of urban population to total)	U M	4.25 4.25	102.6 -3.9	96.2	7.83 -0.58	0.000 0.565
لگاریتم نسبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	U M	1.26 1.26	9.9 -9.2	6.7	0.86 -0.7	0.39 0.48

مأخذ: یافته‌های تحقیق (U قبل از جورسازی و M بعد از جورسازی)

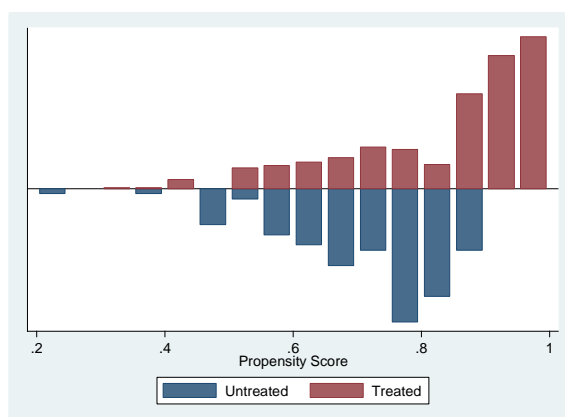
Source: Research findings (U before matching and M after matching)



شکل ۱- درصد اریب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی (پروتکل کیوتو)
Figure 1- %Bias of covariates before and after matching (Kyoto protocol)

پروتکل را کاهش دهد. این یافته از نظر آماری کاملاً معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد پروتکل کیوتو در کشورهای متعهد توانسته بر کاهش انتشار CO₂ اثر بگذارد.

پس از بررسی‌های لازم، در نهایت اثرات درمانی عضویت کشورها در پروتکل کیوتو بر انتشار CO₂ در جدول ۶ ارائه شده است. یافته‌های جدول ۶ نشان می‌دهد که پروتکل کیوتو توانسته است حدود ۱/۷۶ درصد از انتشار CO₂ در کشورهای پیشرفته عضو این



شکل ۲- ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه تیمار و کنترل بعد از جورسازی (پروتکل کیوتو)
Figure 2- Evaluation the common support of treated and control group after matching (Kyoto protocol)

جدول ۶- تأثیر پروتکل کیوتو بر انتشار CO₂

Table 6- The effects of the Kyoto Protocol on CO₂ emissions

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار A-I Abadie-Imbens standard error	آماره t t Statistics	سطح معنی‌داری Prob
انتشار CO ₂ (CO ₂ emissions)	-1.76***	0.24	-7.25	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***) معنی‌داری در سطح ۱ درصد

Source: Research findings (** significantly in level of 5 percent)

که برای کاهش گازهای گلخانه‌ای توافق‌نامه پاریس را امضا نمودند. در این قسمت نیز برای تعیین اثر عضویت کشورها در توافق‌نامه پاریس بر انتشار CO₂ از دو رهیافت DiD و PSM استفاده گردید. نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت بر اساس رهیافت DiD در توافق‌نامه پاریس در جدول ۷ گزارش شده است.

(ب) توافق‌نامه پاریس: تقریباً همه‌ی کشورها توافق‌نامه پاریس را امضا نمودند. بنابراین، نمی‌توان گروه کنترل را گروهی در نظر گرفت که تحت این سیاست قرار نگرفته‌اند. لذا با یک تعریف جدید، سعی گردید گروه کنترل و تیمار جدا شود. در این توافق‌نامه گروه کنترل، تمام کشورهای پیشرفته‌ای در نظر گرفته شد که قبلاً عضو پروتکل کیوتو بوده و گروه تیمار نیز شامل کشورهای در حال توسعه‌ای گردید

جدول ۷- نتایج حاصل از تخمین مدل پروبیت بر اساس رهیافت DiD (توافق‌نامه پاریس)

Table 7- Estimation results of Probit model in DiD method (Paris agreement)

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره z z Statistics	سطح معنی‌داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	-0.29***	0.1	-2.9	0.000
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	0.01	0.01	0.83	0.4
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	-0.02***	0.009	-2.62	0.009
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	0.025***	0.004	5.37	0.000
لگاریتم نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	-0.05**	0.018	-2.7	0.107
عرض از مبدا (Cons)	-0.29	1.79	-0.16	0.87
Prob=0.000		LR chi2=47.6	Pseudo R ² =0.31	

مأخذ: یافته‌های تحقیق (***) و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد

Source: Research findings (***) and * respectively significantly in level of 1 and 10 percent)

متغیرهای GDP، سهم ارزش افزوده بخش صنعت و سرمایه گذاری مستقیم خارجی اثر منفی و معنی دار و متغیر نسبت جمعیت شهری اثر مثبت و معناداری بر احتمال قرار گرفتن در یک گروه همسان در توافق نامه پاریس داشته است.

جدول ۸- نتایج حاصل از رگرسیون تفاضل در تفاضل (توافق نامه پاریس)

Table 8- Results from DiD regression (Paris agreement)

متغیر نتیجه Outcome variable	لگاریتم CO ₂ Log CO ₂	انحراف معیار Standard deviation	آماره t z Statistics	سطح معنی داری Prob
سال ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ (t=0) (2015 year)				
گروه کنترل (C) (Control group)	1.48			
گروه تیمار (T) (Treated group)	0.52			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	-0.95***	0.099	-9.7	0.000
سال ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ (t=1) (2016 year)				
گروه کنترل (C) (Control group)	1.495			
گروه تیمار (T) (Treated group)	-0.67			
تفاضل (T-C) (T-C Difference)	-2.16***	0.1	-21.6	0.000
تفاضل در تفاضل (Difference in difference)	-1.21***	0.14	-8.61	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** به ترتیب معنی داری در سطح ۱ درصد)

Source: Research findings (***)significantly in level of percent

بعد از برآورد مدل پروبیت، در نهایت اثرات درمانی عضویت در توافق نامه پاریس (گروه تیمار)، در جدول ۸ ارائه شده است. ضریب متغیر تفاضل در تفاضل برابر ۱/۲۱- بود که نشان دهنده آن است که عضویت کشورها در توافق نامه پاریس که تا قبل از آن تعهدی به کاهش گازهای گلخانه‌ای نداشتند، باعث گردیده است که میزان انتشار سرانه CO₂ حدود ۱/۲۱ درصد کاهش یابد. نتایج حاصل تخمین الگوی لاجیت براساس الگوی PSM در جدول ۹ گزارش گردید است.

جدول ۹- نتایج حاصل از تخمین الگوی لاجیت در روش PSM (توافق نامه پاریس)

Table 9- Estimation Results of logistic model in PSM method (Paris agreement)

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Standard deviation	آماره z z Statistics	سطح معنی داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	0.23***	0.44	5.86***	0.000
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	-0.007	0.19	-0.41	0.68
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	0.85***	0.30	2.8***	0.005
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	-2.61	0.47	0.51	0.61
لگاریتم نسبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	0.38***	0.1	3.58***	0.000
عرض از مبدا (Cons)	7.83**	3.31	2.36**	0.01
Prob=0.000		LR chi2=62.72		Pseudo R2=0.30

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** و ** به ترتیب معنی داری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد)

Source: Research findings (***) and * respectively significantly in level of 1 and 10 percent

است. نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهد که میانگین متغیرهای کمکی در هر دو گروه کنترل و گروه تیمار بعد از جورسازی نسبت به قبل از جورسازی به میزان قابل توجهی کاهش یافته است. درصد اریب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی در شکل ۳ قابل مشاهده است.

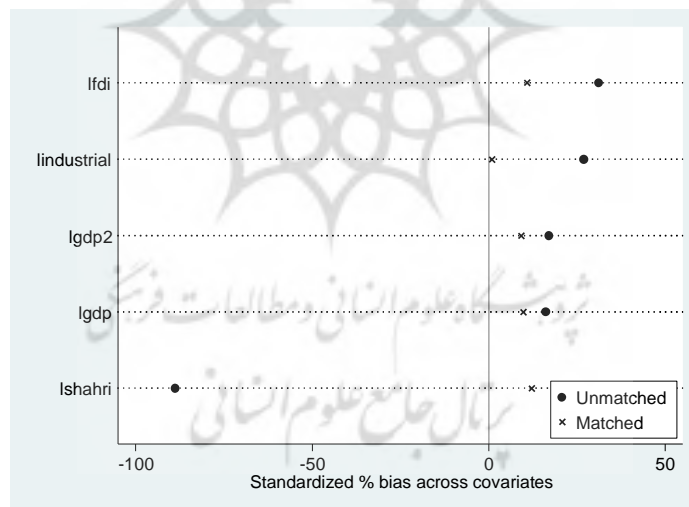
مشابه حالت قبل بایستی قبل از برآورد اثر درمانی، آزمون توازن متغیرهای کمکی صورت پذیرد. خروجی این آزمون در جدول ۱۰ گزارش شده است. متغیرهایی که سطح معنی داری مربوط به آماره t آن‌ها بزرگ‌تر از ۵ درصد می‌باشد، به خوبی جورسازی شده و متوازن هستند. یعنی اینکه ویژگی‌های مشاهده پذیر کشورهای دو گروه تفاوت معنی داری با هم نداشته و یافته‌ها از قابلیت اعتماد بالایی برخوردار

جدول ۱۰- نتایج حاصل از آزمون توازن در الگوی PSM (توافق نامه پاریس)
Table 10- Results from balance test in PSM method (Paris agreement)

		میانگین گروه تیمار Treated mean	میانگین گروه کنترل Control mean	درصد اریب %Bias	درصد قدرمطلق کاهش اریب %Reduce bias	آماره t t Statistic s	معنی داری Prob
لگاریتم GDP سرانه (Log GDPP)	U M	11.36 11.04	10.97 10.80	16.1 9.8	 39	1.71 0.66	0.09 0.51
توان دوم لگاریتم GDP سرانه (The square of Log GDPP)	U M	135.7 126.8	125.5 121.3	17.1 9.2	 46.3	1.62 0.63	0.1 0.52
لگاریتم سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی (Log the share of industrial value added from GDP)	U M	3.15 3.04	3.03 3.04	26.9 0.9	 96.5	2.01 0.06	0.04 0.995
لگاریتم نسبت جمعیت شهری به کل (Log the proportion of urban population to total)	U M	3.92 4.29	4.26 4.24	-88.8 12.1	 86.3	-5.98 1.18	0.000 0.24
لگاریتم نسبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GDP (Log the proportion of foreign direct investment to GDP)	U M	1.037 0.93	0.64 0.79	31.2 10.8	 65.2	2.45 0.66	0.015 0.51

مأخذ: یافته‌های تحقیق (U قبل از جورسازی و M بعد از جورسازی)

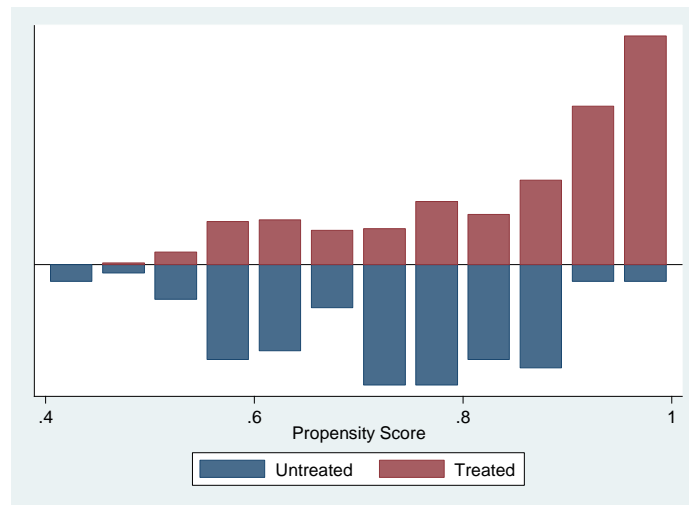
Source: Research findings (U before matching and M after matching)



شکل ۳- درصد اریب متغیرهای کمکی قبل و بعد از جورسازی (توافق نامه پاریس)
Figure 3- % Bias of covariates before and after matching (Paris agreement)

دهد که تعهد کشورهای در حال توسعه به کاهش گازهای گلخانه‌ای باعث گردید حدود ۲/۸ درصد از انتشار سرانه CO₂ در کشورهای متعهد کاهش یابد. این مسئله بیانگر این واقعیت است که در صورت عدم اجرای تعهد کشورهای در حال توسعه انتظار می‌رفت انتشار CO₂، ۱/۴۵ درصد بیش‌تر از شرایط اجرای این توافق نامه باشد.

همچنین لازم است وجود تکیه‌گاه مشترک در دامنه توزیع تجربی مقادیر نمره‌ی تمایل محاسبه شده برای احتمال مشترک بالقوه تمام افراد نمونه در برنامه آزمون گردد. همان‌طور که در شکل ۴ دیده می‌شود، ویژگی تکیه‌گاه مشترک به خوبی حاصل شده است. اثرات درمانی عضویت کشورها در توافق‌نامه‌ی پاریس بر انتشار سرانه CO₂ در جدول (۱۱) ارائه شده است. نتایج حاصل نشان می‌-



شکل ۴- ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه تیمار و کنترل بعد از جورسازی (توافق نامه پاریس)
Figure 4- Evaluation the common support of treated and control group after matching (Paris agreement)

جدول ۱۱- تاثیر توافق نامه پاریس بر انتشار CO₂
Table 11- The effects of Paris agreement on CO₂ emissions

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار A-I A-I standard Error	آماره t t Statistics	سطح معنی‌داری Prob
انتشار CO ₂ (CO ₂ emissions)	-1.45***	0.21	-6.67	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد)

Source: Research findings (***) significantly in level of 1 percent)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

براساس آنچه ارائه شد چالش‌ها و فرصت‌های پروتکل کیوتو و توافق نامه پاریس بر اساس نتایج مدل‌های مختلف، متفاوت است. اما آنچه مسلم است این است که این معاهده‌های بین‌المللی در کاهش انتشار CO₂ موفقیت‌آمیز عمل کرده است. با اینکه تعداد کشورهای متعهد به کاهش انتشار CO₂ در توافق نامه پاریس بیشتر از پروتکل کیوتو می‌باشد ولی میزان کاهش انتشار CO₂ در پروتکل کیوتو بیشتر از توافق نامه پاریس می‌باشد یکی از دلایل کم بودن تاثیر این توافق نامه بر انتشار آلاینده مورد نظر این است که کشورهای جهان در سه سال اخیر این توافق نامه را امضا کرده‌اند و ممکن است برخی کشورها هنوز سیاست‌های زیست‌محیطی خود را با این توافق نامه همسو نکرده‌اند.

در مطالعات مختلف نتایج متفاوتی از بررسی اثرات معاهده‌های بین‌المللی بر میزان انتشار آلاینده‌ها صورت گرفته است. مطالعه‌ی اکویک و تیجوتا (۱) که به بررسی اثرات پروتکل هلسینکی^۱ و

اسلو^۲ با استفاده از رگرسیون تفاضل در تفاضل صورت گرفته بود، نشان داد که پروتکل‌های مورد نظر هیچ‌گونه اثری بر کاهش انتشار سولفور دی‌اکسید نداشته است. نتیجه مطالعه‌ی ایشیل و فلبرمای (۳) بر اساس رهیافت تفاضل در تفاضل نشان داد که تعهد کشورهای عضو پروتکل کیوتو باعث کاهش انتشار CO₂ به میزان ۷ درصد و هیچ‌گونه تأثیری بر ردپای کربن نداشته و باعث افزایش واردات کربن به میزان ۱۴ درصد گردیده است. تفاوت مطالعه حاضر با مطالعه‌ی ایشیل و فلبرمای (۲) این است که اولاً مطالعه‌ی ایشان برای ۴۰ کشور بوده که در آن ۱۳ کشور در گروه کنترل و ۲۷ کشور در گروه تیمار قرار گرفتند. ثانیاً سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۳ دوره تیمار و سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۷ و ۲۰۰۴-۲۰۰۷ به عنوان دوره کنترل در نظر گرفته شد.

پروتکل کیوتو کشورهای صنعتی را ملزم به کاهش نشر گازهای گلخانه تا حداقل ۵ درصد نموده بود، عدم مشارکت برخی دولت‌های توسعه یافته که سهم شایان توجهی در انتشار گازهای گلخانه‌ای دارند که از جمله می‌توان به مخالفت دو کشور ایالات متحده و استراليا از اجرای پروتکل کیوتو اشاره نمود، وقتی پروتکل کیوتو برای

می‌گردد سازمان‌هایی ناظر به اجرای این قوانین در سطح بین‌الملل به وجود آید که به طور جدی بر اجرای این قوانین نظارت داشته باشد. همچنین می‌توان با اعمال سیاست‌های تشویقی، مبنی بر رعایت ملاحظات زیست محیطی کشورهای جهان را برای یاری هر چه بیشتر در جلوگیری از تخریب محیط زیست ترغیب کرد و یا کشورهایی که متعهد به رعایت ملاحظات زیست محیطی نیستند را با اعمال جریمه مورد توییح قرار داد. همین‌طور این توافق‌نامه‌ها بایستی ابزار و شتاب لازم برای سیر به سمت اقتصاد کم کربن و مقاوم در برابر تغییرات شدید آب و هوایی را برای همگان و به ویژه کشورهای در حال توسعه اثرگذار، برای سرمایه‌گذاری خارجی در خود جای دهد و دولت‌ها در این مورد باید رهبری پیش‌تازانه‌ای را عهده‌دار شوند و بخش خصوصی را به تحرک درآورند

کاهش غلظت گازهای گلخانه‌ای نهایی شد، ایالات متحده با آنکه از اولین امضاء کنندگان این پروتکل بود، اما در نهایت، تنها امضاء کننده‌ای شد که پروتکل را مورد تأیید نهایی قرار نداد و اعلام کرد که میزان تولید دی‌اکسید کربن خود را کاهش نمی‌دهد. چرا که معتقد بودند این پروتکل شامل اهداف منع کننده برای توسعه است و ممکن است به ضرر جدی برای اقتصاد کشورشان منجر شود، در حالی که سرانه‌ی انتشار دی‌اکسید کربن در استرالیا و ایالات متحده آمریکا در سال ۲۰۱۲ معادل ۱۸/۹ و ۱۶/۸ تن به ازای هر نفر است و به ترتیب در رتبه‌های ۱۳ و ۱۴ جهان قرار دارد و حدود ۱۶ درصد انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از احتراق سوخت جهان را به خود اختصاص داده‌اند (۱۰).

از آنجایی که نتایج تحقیق نشان داد که پروتکل کیوتو باعث کاهش CO₂ به میزان ۵ درصد نگردیده است، از این رو پیشنهاد

منابع

- 1- Aakvik A., and Tjotta S. 2011. Do collective actions clear common air? The effect of international environmental protocols on sulphur emissions. *European Journal of Political Economy* 27(2): 343-351.
- 2- Aarts P., and Janssen D. 2003. Shades of opinion: the oil exporting countries and international climate politics. *The Review of International Affairs* 3(2): 332-351.
- 3- Aichele R., and Felbermayr G. 2012. Kyoto and carbon footprint of nations. *Journal of Environmental Economics and Management* 63(3): 336-354.
- 4- Alizadeh R., Maknoon R., Majidpour M., and Salimi J. 2015. Energy Policy in Iran and International Commitments for GHG Emission Reduction. *Journal of Environmental Science and Technology* 17(1): 183-198. (In Persian)
- 5- Bargaoui S., Liouane N., and Nouri N. 2014. Environmental impact determinants: an empirical analysis based on the STIRPAT model. *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 109: 449-458.
- 6- Caliendo M., and Kopeinig S. 2005. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. IZA discussion paper No, 1588, forthcoming in *Journal of Economic Surveys*.
- 7- Chudgar A., and Quin E. 2012. Relationship between private schooling and achievement: Results from rural and urban India. *Economics of Education Review* 31(4): 376-390.
- 8- Dabiri M. 2007. Environmental pollution of air, water, soil-sound. Ettehad publishing, Shahid Beheshtiy University. (In Persian)
- 9- Dehejia R.H., and Wahba S. 1999. Casual effects in non-experimental studies: reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association* 94(448): 1053-1062.
- 10- EDGAR. 2018. Emission Database for Global Atmospheric Research. Available in: <https://edgar.jrc.ec.europa.eu/>
- 11- Faryadras V.A., Jeyran A., Shabanzadeh M., and Jahadgar R. 2017. Economic and welfare analysis of milk guaranteed purchasing scheme. *Agricultural Economics and Development* 25(97): 55-74. (In Persian)
- 12- Gorbani M., Kochaki A., and Matlabi M. 2009. Estimation environmental costs of greenhouse gas emissions in dairy farms in Mashhad. *Agricultural Economics and Development* 17(66): 43-63. (In Persian)
- 13- Grunewald N., and Martinez-Zarzoso L. 2016. Did the Kyoto protocol fail? An evaluation of the effect of the Kyoto protocol on CO₂ emissions. *Environmental Development Economics* 21(1): 1-22.
- 14- Hashemi M., Nasr Elahi Z., and Bameri S. 2017. The affecting factors on environment and sustainable development in MENA and OECD countries; Based on STIRPAT. *Comparative Economics* 3(2) 127-148. (In Persian)
- 15- Heckman J.J., Ichimura H., and Todd P.E. 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. *Review of Economic Studies* 64(4): 605-654.
- 16- Keshavarz Hadad Gh. 2016. Microeconometric data analysis and policy assessment. Nashr Ney publishing. Tehran. (In Persian)
- 17- Keshavarz Haddad G.H., and Heidari H. 2015. Evaluation of collateral policy on credit value of firm and loan rationing using propensity score matching. *Journal of Monetary and Banking Research* 8(25): 331-354. (In Persian)

- Persian)
- 18- Lechner M. 2010. The estimation of causal effects by difference-in difference methods. *Foundations and Trends in Econometrics* 4(3): 165–224.
 - 19- List J., Daniel L., Millimet D.L., Fredriksson P., and Warren McHone W. 2003. Effects of environmental regulations on manufacturing plant births: evidence from a propensity score matching estimator. *The Review of Economics and Statistics* 85(4): 944–952.
 - 20- Mendola M. 2006. Agricultural technology adoption and poverty reduction: A propensity-score matching analysis for rural Bangladesh. *Food Policy* 32(3): 372-393.
 - 21- Mohammadi H., Abbasi F., and Karbakhsh Ravary S. 2017. Assessment of environmental and economic consequences of global warming with emphasis on the achievements of Kyoto protocol implementation in Iran. *Environmental Researches* 7(14): 17-23. (In Persian)
 - 22- Pan D. 2014. The impact of agricultural extension on farmer nutrient management behavior in Chinese rice production: a household-level analysis. *Sustainability* 6(10): 6644-6665.
 - 23- Pishbahar E., Sani F., and Dashti Gh. 2017. Evaluating the impact of guaranteed price policy in the barley: using propensity score matching method (PSM). *Iranian Agricultural Economics Society, Articles in Press, Accepted Manuscript*. Available Online from 15 July 2017. (In Persian)
 - 24- Pufahl A., and Weiss C.R. 2008. Evaluating the effects of farm programs: results from propensity score matching. 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists– EAAE 2008.
 - 25- Rahimi N., and Bakhtiar M. 2006. Kyoto protocol, approaches and challenges. *Journal of Inviromental Science and Technology* 8(2): 79-94. (In Persian)
 - 26- Shabanzadeh M., Shahnoshi N., Daneshvar M., Ghorbani M., and Mojaverian M. 2013. Investigating the effectiveness of credits early returns firms in the beekeeping industry. *Agricultural Science and Sustainable Production* 22(4): 29-44. (In Persian)
 - 27- Shahnoushi N., Daneshvar M., Tabaraee M., Shabanzadeh M., and Akbari M. 2012. Survey of the effect using of graduates of agriculture (livestock science) on the total productivity of factors of production (TFP) in dairy of Khorasan Razavi's province. *Agricultural Economics and Development* 20(79): 89-112. (In Persian)
 - 28- UNCTADSTAT. 2018. United Nation Conference on Trade and Development. Available in: <https://unctadstat.unctad.org>.
 - 29- UNFCCC. 2018. Available in: <https://unfccc.int/>.
 - 30- WDI 2018. World Development Indicators. Available in: <https://data.worldbank.org/indicator>.



Analyzing the Impact of Kyoto Protocol and Paris Agreement on CO₂ Emissions: Using DiD and PSM Methods

E. Pishbahar^{1*} - F. Sani² - M. Ghahremanzadeh³

Received: 19-05-2018

Accepted: 24-08-2019

Introduction: Global warming is an important issue for all people in the world. Once greenhouse gases (GHGs) are generated, they accumulate in the atmosphere for a very long period. For this reason, the scope of their impact is not only limited to the present generation, but also will continue to affect coming generations. Due to these long lasting effects, global warming must be dealt with seriously in order to achieve environmental and economic sustainability. Among the six dominant greenhouse gases (GHGs) mentioned by the UNFCCC, carbon dioxide emissions (CO₂) are the main contributor to the bulk of accumulated GHG emissions and showing the highest growth rates over time. These national climate action plans, communicated by 189 participating countries to date, will not be sufficient to meet the level required to stay well below 2°C. In order to achieve the long term goals contained in the Agreement, governments will regularly set or update their emissions reductions targets. Hence, the international community has taken some measures to solve this problem it includes the Kyoto Protocol and the Paris Agreement.

Materials and Methods: In this paper, we empirically investigate the impact of the Kyoto Protocol and Paris Agreement on CO₂ emissions using a sample of 139 countries. To analyze the effect of the Kyoto Protocol on the emission of CO₂, the period 2005-2012 are considered and in Paris agreement the years of 2014-2017 are included. We propose the use of a difference-in-difference (DiD) regression and a propensity score matching (PSM) methods to address the endogeneity of the policy variable, namely Kyoto and Paris commitments. Countries are matched according to observable characteristics to create a suitable counterfactual. We correspondingly estimated a panel data model for the whole sample and the matched sample and compared the results to those obtained using a Covariates variable. The model proposed to estimate the effects of the Kyoto Protocol on CO₂ emissions includes GDP, Foreign direct investment (FDI), The proportion of urban population to total (UP), The share of value added in industry (AVI) as main drivers of emissions. A differences-in-difference estimator has been proposed, in which rather than evaluating the effect on the outcome variable, evaluating the effect on the change in the outcome variable before and after the intervention is done. Our inference in difference in difference method is based on the differences between committed and non-committed countries over two time periods: a pre-treatment period of 2014-2015 and a post-treatment year of 2016-2017.

Results and Discussion: As the coefficient for facing future commitments from Kyoto protocol and Paris Agreement is statistically significant, we conclude that the Kyoto protocol and Paris agreement effect are due to pre-ratification differences in emissions. In Kyoto protocol the results of the difference in difference method indicate that countries that face emission commitments emit on average 1.89 percent less CO₂ compared to the control group of countries, which face similar conditions in terms of GDP, FDI, and AVI and UP, but do not have to cut emissions. In propensity score matching result illustrate CO₂ emissions has reduced by 1.76 percent. Similar to other studies estimating the Kyoto effect, we also obtain that ratifying Kyoto has a negative and significant effect on emissions. In particular, our results show that a country with emission commitments emits on average 1.8 percent less CO₂ than a country without reduction commitments. The results of the difference in difference method indicate that countries with emission commitments from the Paris agreement has reduced on average about 1.21 percent less CO₂ than similar countries that did not ratify the agreement and according to the PSM method, in the commitment countries in Paris agreement, it has dropped by 1.45 percent.

Conclusion: According to the result, the impact of the Kyoto Protocol and the Paris Agreement based on two approaches are different, but it is obviously clear that these international agreements have been successful in reducing CO₂ emissions. Yet, in order to stabilize global warming at 2 degrees Celsius, much more serious measures would have to be taken. Although emissions from the developed countries with reduction commitments have declined and some countries achieved their targets, the decline in emissions is unlikely to be enough to stabilize levels of GHGs in the atmosphere. The main policy recommendation derived from this study is that policy makers should actively work

1, 2 and 3- Associate Professor, Ph.D. Student and Associate Professor Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, respectively.

(* - Corresponding Author Email: Pishbahar@yahoo.com)

towards finding a way of extending the international agreement to a wider range of countries, including the so-called new industrialized nations, which indeed should be renamed 'already' industrialized countries.

Keywords: Difference in difference method, Kyoto protocol, Paris agreement, Propensity score matching method

