اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شمارهٔ ۱۱۳، بهار ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2021.327951.1146

مقاله پژوهشی

بررسی اثر سه معاهدهٔ بین‌المللی بر آلودگی محیط زیست: کاربرد روش جورسازی بر اساس نمرهٔ گرایش

اسماعیل پیش‌بهار[۱]، فهیمه میرزاخانی سعادتی[۲]، باب‌اله حیاتی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۶/۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۵/۴

چکیده

در دهه‌های اخیر، تأثیر هشدارهای جهانی در زمینهٔ تغییرات آب‌وهوایی و تخریب لایهٔ اُزُن بر اقتصاد جهانی در کانون توجه بسیاری از محققان بوده است؛ و در پاسخ بدین مشکلات، سازمان‌های جهانی بسیاری به اقداماتی در سطح بین‌الملل پرداخته‌اند که از آن میان، می‌توان به انعقاد معاهده‌های مونترال، کیوتو و پاریس اشاره کرد. هدف مطالعه حاضر بررسی ارتباط بین

۱- نویسندهٔ مسئول و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (pishbahar@yahoo.com)

۲ - دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (fahimeh.72.mirzakhani@gmail.com)

۳ - استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (b-hayati@tabrizu.ac.ir)

انتشار برخی از آلاینده‌ها به‌عنوان شاخصی از آلودگی محیط زیست و متغیرهای کلان اقتصادی مانند مصرف انرژی و تجارت خارجی و همچنین، بررسی اثرات تعهد کشورهای عضو این معاهده‌ها بر میزان انتشار آلاینده‌ها بود. بدین منظور، از رهیافت جورسازی بر اساس نمرهٔ گرایش و رگرسیون تفاضل در تفاضل استفاده شد. نتایج حاصل از رهیافت جورسازی بیانگر کاهش انتشار آلایندهٔ دی‌اکسید کربن به میزان ۲/۳ درصد و کل گازهای گلخانه‌ای به میزان ۱/۸ درصد برای معاهده کیوتو بود و برای معاهدهٔ مونترال نیز نتایج حاصل از رهیافت جورسازی از کاهش ۲۱ درصدی آلایندهٔ هیدروفلوئروکربن‌ها حکایت داشت. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که انعقاد این معاهده‌ها در سطح بین‌المللی موفقیت‌آمیز بوده و باعث جلوگیری از آلودگی بیش‌ازحد محیط زیست شده است. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که در راستای حفظ محیط زیست، در سطح جهانی، سازمان‌هایی ناظر اجرای قوانین معاهده‌های زیست‌محیطی به‌وجود آید و در همه کشورها فعال شود تا در آینده، شاهد کاهش هرچه بیشتر آلاینده‌ها باشیم.

کلیدواژه‌ها: *آلودگی محیط زیست، تجارت خارجی، معاهدات بین‌المللی، جورسازی بر اساس نمرهٔ گرایش (PSM)، رگرسیون تفاضل در تفاضل.*

طبقه‌بندی JEL: O13, Q56, C21

مقدمه

امروزه، آسیب‌های منتهی به تضعیف و تخریب محیط زیست که بیشتر پیامد اقدامات و فعالیت‌های انسان است، از مهم‌ترین مسائل پیش روی جوامع بشری اعم از توسعه‌یافته و درحال‌توسعه در یطح جهان به‌شمار می‌رود. رشد اقتصادی و افزایش جمعیت به‌ویژه جمعیت شهرنشین نیازمند مصرف انرژی است. عمده منابع تأمین انرژی مصرفی در کشورهای درحال‌توسعه سوخت‌های فسیلی است که مصرف این نوع از سوخت‌ها باعث انتشار

آلاینده‌های متعدد ازجمله دی‌اکسید کربن می‌شود؛ بنابراین، جریان صنعتی شدن منجر به تشدید بهره‌برداری از سوخت‌های فسیلی شده و موجب آزاد شدن حجم قابل‌توجهی از آلاینده‌ها به جو زمین می‌شود (Phatras et al., 2011).

یکی از مناطق مهم دنیا که طی سالیان گذشته، توجهات جهانی را به خود جلب کرده، منطقه خاورمیانه است؛ این منطقه به‌دلیل برخورداری از ۴۵ درصد منابع نفت و گاز جهان، یکی از خاستگاه‌های اصلی انرژی در جهان محسوب می‌شود و از این‌رو، برخی از کشورهای خاورمیانه، به‌دلیل مصرف بیش‌ازحد سوخت‌های فسیلی برای دستیابی به رشد اقتصادی بیشتر و نیز افزایش تجارت، در زمرهٔ کشورهایی قرار می‌گیرند که بیشترین سهم انتشار گازهای گلخانه‌ای در دنیا را به خود اختصاص داده‌اند. افزایش تجارت از دو طریق بر میزان انتشار آلودگی مؤثر است: ۱) افزایش انتشار ناشی از حمل‌ونقل بین‌المللی، و ۲) انتقال انتشار از کشور واردکننده به کشور صادرکننده؛ بنابراین، بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای آلاینده و پیامدهای آن به‌ویژه در شرایط کنونی که حجم این آلاینده‌ها با روند تصاعدی در حال افزایش است، از اهمیت قابل‌توجه برخوردار است (Zahed and Moghaddam, 2011).

سهم انتشار گازهای گلخانه‌ای در چهارده کشور مورد مطالعه ۷/۶ درصد از انتشار جهانی است، به‌گونه‌ای که کشورهای ایران، عربستان، ترکیه و پاکستان در منطقه خاورمیانه چهار کشور اصلی انتشاردهندهٔ گازهای گلخانه‌ای به‌شمار می‌آیند و منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا حدود پنج درصد دی‌اکسید کربن دنیا را تولید می‌کند که بیش از نیمی از آن مرتبط با سوختن نفت است (World Bank, 2017). استفاده گسترده از سوخت‌های فسیلی از قبیل نفت خام، گاز طبیعی و زغال‌سنگ سهم به‌سزایی در انتشار گازهای گلخانه‌ای داشته است؛ بنابراین، پدیده گرم شدن کره زمین موجب شده است که توافق‌نامه‌های کشوری، منطقه‌ای و بین‌المللی نظیر توافق‌نامه‌های «مونترال[1]، ۱۹۸۷»، «کیوتو[2]،۱۹۹۷» و «پاریس[1]، ۲۰۱۵» به‌منظور ایجاد

1. Montreal
2. kyoto

هماهنگی بین سیاست‌ها در راستای کاهش آثار منفی تخریب لایه اُزُن و گرم شدن زمین مورد توجه قرار گیرد.

۱- *معاهده مونترال*: در پاسخ به افزایش میزان گازهای مخرب لایهٔ اُزُن، در سال ۱۹۸۷، دولت‌های جهان معاهده مونترال را به‌عنوان یک شاخص میانگین جهانی برای کنترل این اثرات ایجاد کردند. همه کشورهای جهان در این معاهده عضویت دارند فقط زمان الحاق کشورها بدین معاهده متفاوت است. بر اساس این معاهده، کشورهای عضو متعهد شده‌اند که تولید این گروه از گازها را در یک دهه به نصف کاهش دهند (Davari Tuchahi, 2010). اصلی‌ترین قسمت این معاهده در مورد تولید، استفاده و تجارت کلروفلوروکربن‌هاست، چراکه کلروفلوروکربن‌ها یکی از مهم‌ترین عوامل نابودکنندهٔ لایه ازن محسوب می‌شود. معاهده مونترال برای کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای پیشرفته بنا بر اصل مسئولیت مشترک اما متفاوت دو نوع برنامه زمانی برای حذف تدریجی مواد مخرب لایه اُزُن ارائه نموده است، بدین ترتیب که کشورهای درحال‌توسعه که مصرف سرانه گازهای مورد نظر آنها کمتر از چهار کیلوگرم در سال است، فرصت زمانی بیش از ده سال برای اجرای تعهدات خود دارند. در نتیجه، از آن زمان تاکنون، گازهای مخرب این لایه به‌شدت کاهش یافته است. بر اساس این معاهده، دانشمندان انتظار دارند که تا اواسط قرن ۲۱ میلادی، لایه اُزُن ترمیم شود (Brown Weiss, 2009).

۲- *معاهده کیوتو*: دانشمندان جهان از سال ۱۹۸۸ درباره افزایش دمای کره زمین هشدارهای جدی داده‌اند. از این‌رو، سازمان ملل متحد، برای مقابله با این اثرات، معاهده‌ای به نام «کنوانسیون تغییرات آب‌وهوا» را در سال ۱۹۹۲ به تصویب کشورها رسانید. ضمیمه یک این معاهده شامل نام کشورهای توسعه‌یافته‌ای بود که باید مقدار گازهای گلخانه‌ای خود را کاهش می‌دادند. در این کنوانسیون، برای کشورهای درحال‌توسعه هیچ تعهدی در زمینهٔ کاهش گازهای گلخانه‌ای در نظر گرفته نشده بود. با گذشت پنج سال از امضای این کنوانسیون، برخی از کشورهای توسعه‌یافته حاضر به اجرای تعهدات خود نشدند. از سوی دیگر، اختلاف بین

3. Paris

کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه بر سر اجرای این کنوانسیون همچنان وجود داشت، تا اینکه در سال ۱۹۹۷، در شهر کیوتو، معاهده‌ای به امضا رسید که اجرای کنوانسیون تغییرات آب‌وهوایی را تسهیل می‌کرد (Koroni, 2011). این معاهده که به معاهده کیوتو مشهور است، باعث شد که تمامی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه این معاهده را امضا کنند. این معاهده از موافقت‌نامه‌های اصلی شناخته‌شده در دنیا برای کاهش گازهای گلخانه‌ای به‌شمار می‌آید که برای کاهش شش نوع گاز گلخانه‌ای طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲، به تصویب رسیده است. این گازها عبارت‌اند از: دی‌اکسید کربن (CO_2)، متان (CH_4)، نیتروس‌اکساید (N_2O)، هیدروفلوئوروکربن (HFC_S)، پرفلوئوروکربن (PFC_S) و سولفور هگزا فلوئورید[1] (SF_6). میزان کاهش در گازهای گلخانه‌ای تعهدشده در کشورهای توسعه‌یافته که این معاهده را پذیرفته‌اند، پنج درصد طی پنج سال (۲۰۱۲–۲۰۰۸) است (Rahimi and Bakhtiari, 2006).

۳- *توافق‌نامه پاریس*: دورهٔ اول اجرای معاهده کیوتو از سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ بود؛ سپس، دورهٔ دوم آن از سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۰ به تصویب رسید. ولی برخی از کشورهای توسعه‌یافته اجرای دورهٔ دوم این معاهده را نپذیرفتند، چراکه برخی از کشورهای درحال‌توسعه نظیر چین و هند بیش از کشورهای متعهد گاز گلخانه‌ای منتشر می‌کردند و به تعهدات خود درباره کاهش گازهای گلخانه‌ای پایبند نبودند؛ بنابراین، کشورهای معترض اعتقاد داشتند که اجرای مرحله دوم معاهده کیوتو بدون مشارکت این‌گونه کشورهای درحال‌توسعه امکان‌پذیر نیست و منجر به کنترل درجه حرارت کرهٔ زمین نمی‌شود (Amanda, 2015).

در کنفرانس پاریس، نمایندگان ۱۹۵ کشور در پاریس گرد هم آمدند تا تعهدات خود را برای کاهش گازهای گلخانه‌ای تعیین کنند. این تعهدات فراتر از معاهده کیوتو است و همه کشورهای درحال‌توسعه را نیز شامل می‌شود. میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای برخی از کشورهای درحال‌توسعه، به‌دلیل رشد اقتصادی بالایی آنها در سال‌های اخیر، از کشورهای توسعه‌یافته نیز بیشتر شده است. در توافق‌نامه پاریس، تعهدات کشورها به کاهش گازهای گلخانه‌ای به‌صورت

1. Sulfur Hexafluoride

داوطلبانه به تصویب رسید و مقرر شد که هر کشور متناسب با رشد اقتصادی، برنامه‌های توسعه‌ای و فناوری‌های در دسترس، میزان کاهش گازهای گلخانه‌ای را به‌صورت داوطلبانه تعهد کند.

ادر پی، به تشریح برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با ساختار معاهده‌های زیست‌محیطی و اثرات آنها پرداخته شده است.

عتابی و همکاران (Atabi et al., 2010) به بررسی تعهدات و مقررات کنوانسیون تغییرات آب‌وهوا و ارزیابی نحوه اجرای آن در کشور پرداختند و پس از مروری بر تغییرات آب‌وهوا و پدیده گلخانه‌ای، نحوه شکل‌گیری کنوانسیون تغییر آب‌وهوا و اهداف و تعهدات کشورهای مختلف در قبال آن و نیز وضعیت این کنوانسیون در ایران را بررسی کردند. نتایج حاکی از آن بود که کشور ایران به بسیاری از تعهدات خود نسبت به کنوانسیون عمل کرده، ولی از مهم‌ترین نقاط ضعف در قوانین مربوط به تغییرات آب‌وهوا در ایران فقدان قوانین تغییرات آب‌وهوا و نیز ضعف مدیریت در فعالیت‌های اجرایی است.

علی‌زاده و همکاران (Alizadeh et al., 2014) به بررسی انطباق سیاست‌گذاری انرژی کشور با اهداف کنوانسیون تغییرات آب‌وهوا و معاهده کیوتو پرداختند و از میان شش دسته شاخص ارزیابی عملکرد زیست‌محیطی، پنج شاخص شدت مصرف انرژی، رشد مصرف انرژی، سرانه مصرف انرژی، میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن و سهم منابع انرژی تجدیدپذیر در انرژی مصرفی را انتخاب کردند. در این پژوهش، مقایسه‌ای بین کشورهای هم‌ردیف ایران از لحاظ توسعه اقتصادی انجام گرفت. در این میان، ایران در شاخص‌های شدت انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن (CO_2) کمترین نمره و از نظر شاخص ترکیبی میزان انطباق، آخرین رتبه را دارا بوده، که نشانگر عملکرد نه‌چندان مطلوب کشور در این زمینه است. نتایج نشان داد که علی‌رغم اتخاذ سیاست‌های متعدد در برنامه‌های پنج‌ساله توسعه، در میزان انطباق سیاست‌های انرژی کشور با اهداف پروتکل کیوتو تغییری حاصل نشده است.

رحیمی و بختیاری (Rahimi and Bakhtiari, 2006)، در مطالعه‌ای تحلیلی در زمینهٔ پروتکل کیوتو و اثرات آن بر اقتصاد جهان، ضمن بررسی ساختار کنوانسیون و پروتکل، نتایج

حاصل از مدل‌های مختلف در مورد اثرات پروتکل کیوتو بر اقتصاد کشور و نیز اثرات بوم‌شناختی آن را بررسی کردند. نتایج نشان داد که چنانچه پروتکل کیوتو با مشارکت کامل کشورهای عضو «پیوست الف» به اجرا درنیاید، اثرات زیان‌بار ناشی از اجرای آن بر قیمت جهانی نفت خام و نیز به‌طور گسترده بر اقتصاد ایران کاهش خواهد یافت.

محمدی و همکاران (Mohammadi et al., 2017)، با تأکید بر دستاوردهای اجرای پروتکل کیوتو، پیامدهای اقتصادی- زیست‌محیطی گرمایش جهانی را ارزیابی کردند. در این مطالعه، ضمن معرفی شاخص‌های زیست‌محیطی توسعه پایدار، به بررسی وضعیت انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عضو پروتکل هم‌زمان با اجرای دور اول آن پرداخته و بدین منظور، از روش تبیینی- تحلیلی استفاده شد. نتایج بررسی شاخص‌های معیار در ارتباط با گرمایش جهانی نشان داد که گرچه کشورهای صنعتی با در نظر گرفتن سیاست‌های مختلف اقتصادی سعی در انجام تعهدات خود در راستای کاهش گازهای گلخانه‌ای داشته‌اند، اما همچنان روند جهانی تولید و انتشار این گازها افزایشی است.

فلدر و رادرفورد (Felder and Rutherford, 1993) به بررسی و مقایسه نقش اعمال محدودیت‌های کربن بر اقتصاد کشورهای متعهد عضو پیوست الف[1] و کشورهای درحال‌توسعه غیرعضو پیوست الف[2] پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که در صورت عدم اعمال محدودیت‌های کربن برای کشورهای غیرعضو پیوست الف، انتشار گاز کربن در این کشورها به‌شدت افزایش خواهد یافت و کاهش انتشار آن در کشورهای عضو پیوست الف تحت تأثیر قرار خواهد گرفت و تثبیت انتشار گازهای گلخانه‌ای در چنین شرایطی امکان‌پذیر نخواهد بود.

۱- شامل کشورهای توسعه‌یافته که متعهد شده‌اند، در محدوده سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲، انتشار گازهای گلخانه‌ای را به میزان ۵/۲ درصد کاهش دهند.

۲- شامل کشورهای درحال‌توسعه عضو معاهده کیوتو که تعهدی در زمینه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای ندارند؛ ولی طبق اصل مسئولیت مشترک، باید در راستای انطباق با اهداف معاهده کیوتو اقدام کنند.

بابیکر و همکاران (Babiker et al., 2000)، در بررسی اثر سیاست‌های معاهده کیوتو بر درآمد کشورهای عضو و غیرعضو پیوست الف، بدین نتیجه رسیدند که کشورهای درحال‌توسعه به دو دلیل بیش از کشورهای توسعه‌یافتهٔ ملزم به کاهش گازهای گلخانه‌ای خود از سیاست‌های معاهده کیوتو متضرر می‌شوند؛ یکی، به‌دلیل حذف مالیات‌های سوختی موجود و دیگری، به‌دلیل یارانه‌ها و مجوزهای بین‌المللی تجارت که به‌شدت تهدیدات ناشی از سیاست‌های معاهده کیوتو را به فرصت‌هایی برای کشورهای متعهد تبدیل می‌کند، چراکه این کشورها برای اجرای تعهدات خود در قبال پروتکل کیوتو اثرات منفی ناشی از اجرای این معاهده را بر کشورهای صادرکننده انرژی که اکثراً کشورهای درحال‌توسعه‌اند، منتقل می‌کنند؛ بنابراین، تأثیرات زیان‌آور ناشی از اجرای این معاهده، به‌ویژه اثرات اقتصادی، در کشورهای توسعه‌یافته به‌شدت کاهش خواهد یافت.

فرانک (Frank, 2004)، در مطالعه‌ای تحلیلی در زمینهٔ تأثیر معاهده کیوتو در کشورهای درحال‌توسعه، به بررسی تغییرات اقلیمی جهان از جمله افزایش درجه حرارت هوا، سطح دریاها و فراوانی انواع طوفان پرداخت و بدین نتیجه رسید که اجرای معاهده کیوتو بدون همکاری کشورهای درحال‌توسعه به‌ویژه آنهایی که اقتصادهای بزرگ دارند، امکان‌پذیر نیست.

سو (Su, 2006) به بررسی مقرراتی که تایوان را در پروتکل تغییرات آب و هوایی و معاهده کیوتو محدود می‌کند، پرداخت و بدین نتیجه رسید که با وجود خروج تایوان از کنوانسیون تغییرات آب‌وهوایی و پروتکل کیوتو،، این کشور راهبردهای زیست‌محیطی بین‌المللی منحصر به وضعیت خاص تایوان را رعایت می‌کند.

بورینگر و وگت (Bohringer and Vog, 2003) محدودیت انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای صنعتی را بررسی کردند و بدین نتیجه رسیدند که نهایی شدن این پروتکل در کشورهای صنعتی بیشتر برای این کشورها جنبه تجارتی داشته و در کنترل انتشار گازهای گلخانه‌ای، تأثیر چشمگیر نداشته است.

آماندا (Amanda, 2015)، در تحقیقی با عنوان «راه‌حل نامناسب در زمان مناسب»، به بررسی شکست معاهده کیوتو در مورد تغییرات اقلیمی پرداخت و با استفاده از یک چارچوب نظام‌مند متمرکز انطباق، کارآیی و اثربخشی پروتکل کیوتو را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داد و استدلال کرد که معاهده کیوتو یک توافق‌نامه ناقص است که راه‌حل‌های مربوط به تغییرات آب‌وهوایی را در دو دهه تعیین کرده و فاقد برنامه‌ای برای دهه‌های آینده است؛ بنابراین، تأثیر قابل‌توجهی بر مشکلات آب‌وهوایی نداشته است.

جمع‌بندی پژوهش‌های پیشین در ارتباط با موضوع تحقیق حاضر بیانگر این واقعیت است که مطالعات انجام‌گرفته بیشتر به بررسی تحلیلی معاهده‌های زیست‌محیطی مورد تصویب کشورهای صنعتی پرداخته‌اند و مطالعات اندکی در زمینهٔ تأثیر پذیرش یا عدم پذیرش معاهدات زیست‌محیطی توسط کشورهای غرب آسیا بر کاهش آلودگی صورت گرفته است. از آنجا که متغیرهای بسیاری بر انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی به‌ویژه آلودگی هوا مؤثرند و بدون در نظر گرفتن این متغیرها نمی‌توان به سنجش اثر عضویت در معاهدات یادشده در کشورهای مورد مطالعه پرداخت، در پژوهش حاضر، اثر متغیرهایی نظیر مصرف انرژی، تجارت خارجی و رشد اقتصادی بر میزان انتشار آلاینده‌ها نیز بررسی می‌شود.

با توجه به اهمیت گرمایش کره زمین و افزایش درجه حرارت آن و همچنین، آسیب لایه ازن و اثرات مخرب فراوان این پدیده‌ها بر بخش‌های مختلف اقتصاد و محیط زیست، هدف تحقیق حاضر بررسی تأثیر عضویت کشورهای غرب آسیا در معاهده‌های زیست‌محیطی مونترال، کیوتو و پاریس بر میزان انتشار آلاینده‌های مورد مطالعه است. یکی از روش‌های سنجش اثر سیاست «عضویت در هر کدام از این معاهده‌ها» بر میزان انتشار آلاینده‌های مورد بررسی مقایسه میزان انتشار آنها در قبل و بعد از عضویت در این معاهده‌هاست. از جمله رهیافت‌های موجود برای تعیین اثر

سیاست‌های اجراشده می‌توان به رهیافت‌های «جورسازی بر اساس نمرهٔ گرایش[1]» و «رگرسیون تفاضل در تفاضل[2]» اشاره کرد.

مرور مطالعات و بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که مطالعات اندکی به بررسی و ارزیابی سیاست‌های متفاوت اجراشده در داخل کشور با استفاده از روش جورسازی پرداخته‌اند، که از جمله مطالعات داخلی می‌توان به مطالعهٔ کشاورز حداد و حیدری (Keshavarz Haddad and Heidari, 2015) برای ارزیابی سیاست نوع وثیقه در ارزش اعتباری شرکت‌ها و جیره‌بندی وام و همچنین، مطالعهٔ پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar et al., 2017) به‌منظور سنجش اثر اجرای سیاست قیمت تضمینی جو اشاره کرد؛ از جمله مطالعات خارج از کشور در زمینهٔ رهیافت جورسازی نیز می‌توان به مطالعات پوفاهل و ویس (Pufahl and Weiss, 2008) و پن (Pan, 2014) اشاره کرد. مرور مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد که مطالعه‌ای در خصوص رهیافت‌های جورسازی بر اساس نمرهٔ گرایش (PSM) و تفاضل در تفاضل (DiD) برای کشورهای غرب آسیا صورت نگرفته است. از این‌رو، مطالعهٔ حاضر بر آن است که به بررسی تأثیر پذیرش معاهده‌های مونترال، کیوتو و پاریس در کاهش آلودگی کشورهای غرب آسیا قبل و بعد از الحاق این کشورها بدین معاهده‌ها بپردازد.

روش تحقیق

بیشتر اقتصاددانان بر این باورند که تجارت، موتور توسعه در جوامع امروزی است. آنها ادعا می‌کنند که تجارت بین‌الملل امکان بهره‌گیری از توانمندی‌های اقتصادی بالقوه را فراهم می‌کند؛ همچنین، تجارت بین‌الملل از طریق دسترسی به بازارهای خارجی، فناوری و منابع روی نرخ رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (Grossman and Kruger, 1991). از سوی دیگر، طی سه دههٔ گذشته، انرژی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید در کنار سایر عوامل مانند سرمایه و

1. Propensity Score Matching (PSM)
2. Difference in Difference (DiD)

نیروی کار نقش مهمی در اقتصاد کشورها ایفا می‌کند، به‌گونه‌ای که مطالعات جهانی بیانگر روند شتابان مصرف حامل‌های انرژی برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی بوده و انرژی بیشترین سهم را در فعالیت‌ها و تجارت جهانی به خود اختصاص داده است (Yavari and Ahmadzadeh, 2010).

در هر مطالعهٔ اقتصادسنجی- خرد، باید به مشکل بنیادین در ارزیابی سیاست فائق آمد و به احتمال وقوع اریب ناشی از انتخاب توجه کرد. این مشکل زمانی رخ می‌دهد که اثر یک سیاست بر رفتار فرد (عملکرد یک واحد اقتصادی) در دو حالت «با» و «بدون» مشارکت در برنامه[1] ارزیابی شود. به‌طور آشکار، امکان مشاهده و ارزیابی متغیر مورد مطالعه برای یک محقق در دو حالت شرکت در برنامه و عدم شرکت در برنامه وجود ندارد، چراکه درآن واحد، فرد (یا واحد اقتصادی) نمی‌تواند در هر دو گروه برنامه و کنترل قرار داشته باشد (Filsaraei, 2015).

از میان رهیافت‌های مختلف ارزیابی اثر اجرای سیاست، «رگرسیون تفاضل در تفاضل» و «جورسازی بر اساس نمرهٔ گرایش» از روش‌های مطرح به‌شمار می‌روند (Rahimi and Bakhtiari, 2006) که در پژوهش حاضر نیز از این دو روش استفاده می‌شود. رهیافت جورسازی برای معاهده‌های کیوتو و مونترال و برای تمامی آلاینده‌های مورد مطالعه و رگرسیون تفاضل در تفاضل نیز برای توافق‌نامه پاریس به‌کار گرفته شده است. درروش تفاضل در تفاضل، ارزیابی اثر برنامه با به‌کارگیری متغیر دودویی سیاست و نیز متغیر دودویی پیش و پس از اجرای سیاست انجام می‌شود و روش جورسازی نیازمند یک دورهٔ زمانی است. در مطالعهٔ حاضر، مقدار مشاهده‌شدهٔ متغیرهای مورد مطالعه شامل میزان انتشار گازهای دی‌اکسید کربن (CO_2)، متان (CH_4)، نیتروس‌اکساید (N_2O)، کل گازهای گلخانه‌ای[2] (Totalg) و

۱- در مطالعات مختلف، گروه برنامه را گروه آزمایش، گروه درمان و یا گروه تیمار نیز می‌نامند که در مطالعهٔ حاضر، از اصطلاح «گروه برنامه» استفاده شده است.

2. Total greenhouse gas

هیدروفلوئوروکربن[1] (HFC) برای کشور iام با Y_i نشان داده می‌شود. در واقع، پژوهش حاضر به‌دنبال پاسخ بدین پرسش است که «آیا در معرض سیاست بودن (در اینجا، الحاق کشورهای غرب آسیا به معاهده‌های بیان‌شده) روی انتشار آلاینده‌های مورد مطالعه تأثیر می‌گذارد یا خیر؟».

الف- رهیافت جورسازی بر اساس نمرهٔ گرایش (PSM)

رهیافت جورسازی برای ارزیابی اثرات سیاست‌هایی به‌کار گرفته می‌شود که در آن، مجموعه‌ای از شرکت‌کنندگان در قالب دو گروه برنامه و کنترل وجود داشته باشند. به دیگر سخن، روش جورسازی بر اساس نمره گرایش یک آزمایش تصادفی برای تطبیق گروه کنترل با گروه برنامه است که در این حالت، گروه برنامه به‌صورت داوطلبانه یا ناخواسته در معرض اجرای یک سیاست یا تصمیم(در اینجا، الحاق کشورها به معاهده) قرار گرفته‌اند و در مقابل، گروه کنترل به‌هیچ‌وجه در معرض این سیاست یا تصمیم(در اینجا، قبل از الحاق یا عدم الحاق کشورها به معاهده) واقع نشده‌اند. در مطالعه حاضر، کشورهای مورد بررسی در بازهٔ زمانی مورد مطالعه در زمان‌های متفاوت به معاهده‌های کیوتو و مونترال ملحق شده‌اند که زمان قبل از الحاق کشورها به‌عنوان گروه کنترل و زمان بعد از الحاق به معاهده‌ها به‌عنوان گروه برنامه در نظر گرفته شده است.

در این روش، مشاهدات به دو گروه قابل تقسیم است؛ گروهی از واحدها که در معرض برنامه یا سیاستی خاص (در اینجا، عضویت در یک معاهده زیست‌محیطی) قرار گرفته‌اند که در آن، شاخص درمان D_i برابر با یک بوده و در غیر این صورت، برابر با صفر است. مقدار متغیر مورد مطالعه برای هر کشوری که در گروه برنامه قرار دارد، به‌صورت $Y_i = (D_i)$ تعریف می‌شود، به‌گونه‌ای که $i = 1,..., N$ و N شامل کل مشاهدات است. اثر برنامه (یا سیاست) برای کشور iام را می‌توان به‌صورت رابطه (۱) نشان داد (Keshavarz Haddad, 2016):

1. Hydro fluorocarbons

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (۱)$$

مشکل اساسی در ارزیابی عبارت τ_i بدین دلیل به‌وجود می‌آید که تنها یک مورد از نتایج بالقوه برای کشور iام قابل مشاهده است. بنابراین، در این روش، دو پارامتر برآورد می‌شود:

پارامتر اول میانگین تأثیر برنامه در جمعیت[1] (ATE) است که نشان‌دهندهٔ تفاوت در نتایج بعد از برنامه و قبل از برنامه بوده و به‌صورت رابطه (۲) قابل برآورد است:

$$\tau_{ATE} = \mathrm{E}(\tau) = \mathrm{E}[Y(1) - Y(0)] \quad (۲)$$

پارامتر دوم برای برآورد اثرات برنامه بر کشورهایی که برنامه را دریافت کرده‌اند، به‌صورت رابطه (۳) قابل محاسبه است (Caliendo and Kopeinig, 2005). در واقع، از رابطه (۳) برای برآورد اثر اجرای سیاست بر کشورهایی که عضویت در این معاهدات بین‌المللی را پذیرفته‌اند، استفاده می‌شود:

$$\tau_{ATT} = E(\tau_i | D_i = 1) = E(Y_i(1) | D_i = 1) - E(Y_i(0) | D_i = 0) \quad (۳)$$

بنا به تعریف، امید ریاضی ATT عبارت است از تفاضل بین مقادیر انتظاری افراد شرکت‌کننده در برنامه، چه آنهایی که در معرض برنامه قرار گرفته و چه آنهایی که در معرض برنامه قرار نگرفته‌اند، بدین مفهوم که این پارامتر به‌طور مستقیم بر افراد مشارکت‌کننده در برنامه تمرکز می‌کند؛ این مفهوم منافع خالص تحقق‌یافته حاصل از برنامه را نشان می‌دهد. از آنجا که مقدار میانگین وزنی برای کشورهایی که در معاهدات یادشده عضویت داشته اما تحت تأثیر اثر اجرای سیاست کاهش آلاینده‌ها واقع نشده‌اند و به دیگر سخن، میانگین مقدار تصوری $\mathrm{E}(Y_i(0) | D_i = 1)$ قابل مشاهده نیست، پژوهشگر مجبور است که یک جایگزین مناسب در برآورد مقدار میانگین اثر سیاست بر گروه برنامه[2] (ATT) برای $\mathrm{E}(Y_i(0) | D_i = 1)$ (که در مطالعات مشاهده‌ای، ایده‌ای مناسب نیست) پیدا کند، چراکه این مؤلفه خود تعیین‌کنندهٔ اجرا یا

1. Average Treatment Effects
2. Average Treatment Effects on the Treated

عدم اجرای سیاست است؛ یعنی، D_i درون‌زا بوده و مقدار Y_i به مقدار D_i بستگی دارد. بنابراین، مقدار متغیر مورد مطالعه برای گروه برنامه و گروه کنترل متفاوت بوده و حتی در صورت عدم وجود اثرات برنامه منجر به تورش ناشی از انتخاب نمونه می‌شود (Keshavarz Haddad, 2016).

$$\begin{aligned} &\mathrm{E}(Y_i(1)|D_i=1)-\mathrm{E}(Y(0)|D_i=0) \\ &=\tau_{ATT}+\mathrm{E}(Y_i(0)|D_i=1)-\mathrm{E}(Y_i(0)|D_i=0 \end{aligned} \quad (۴)$$

تفاضل میان عبارت سمت چپ رابطه (۴) و τ_{ATT} اریب ناشی از انتخاب نامیده می‌شود. مقدار واقعی پارامتر τ_{ATT} تنها زمانی قابل شناسایی است که رابطه (۵) یا به دیگر سخن، تورش ناشی از انتخاب برابر با صفر باشد:

$$\mathrm{E}[(Y_i(0)|D_i=1]-\mathrm{E}[Y_i(0)|D_i=0]=0 \quad (۵)$$

برای حل مشکل انتخاب نمونه، باید فرض‌هایی در نظر گرفته شود؛ از جمله این فرض‌ها می‌توان به نابستگی شرطی[1] اشاره کرد. بر اساس این فرض، برای مجموعه متغیرهای کمکی (متغیرهای توضیحی به‌کارگرفته‌شده در رهیافت جورسازی) که تحت تأثیر اثرات اجرای یک سیاست قرار نمی‌گیرد، مقدار بالقوه متغیر مورد مطالعه مستقل از تخصیص بین گروه برنامه و گروه کنترل است، که این فرض به‌صورت رابطه (۶) نشان داده می‌شود:

$$Y_i(0), Y_i(1) \perp D_i|X_i \quad (۶)$$

فرض دیگری که در کنار فرض نابستگی شرطی باید در نظر گرفته شود، شرط تکیه‌گاه مشترک[2] است. این فرض تضمین می‌کند که کشورها با مقادیر متغیرهای کمکی یک سان دارای احتمال مثبت الحاق به معاهده‌ها و عدم الحاق به معاهده‌ها (مشارکت یا عدم مشارکت در برنامه) هستند (Heckman et al., 1997). با برقراری دو فرض پیش‌گفته، برآوردگرهای PSM برای برآورد ATT را می‌توان به‌صورت رابطه (۷) نوشت:

1. Conditional Independence
2. Common support

$$\tau_{ATT}^{PSM} = \mathrm{E}_{P(X_i)|D_{i=1}}\{\mathrm{E}[Y_i(1) \mid D_i = 1, P(X_i)] - \mathrm{E}[Y_i(0) \mid D_i = 1, P(X_i)]\} \quad (۷)$$

به دیگر سخن، برآوردگرهای PSM، تنها یک تفاضل در میانگین گروه برنامه و گروه کنترل است که از میانگین‌های یک میانگین وزنی از طریق وزن‌های توزیع نمره گرایش به مشارکت گرفته می‌شود که در این رابطه، $P(X_i)$ احتمال در معرض برنامه قرار گرفتن کشور iام است (Keshavarz Haddad, 2016).

آزمون توازن (آزمون برابری میانگین‌ها پس از تخمین مدل PSM)

در مدل‌های جورسازی، بعد از انجام محاسبات مربوط به اثر برنامه، انجام آزمون توازن[1] توازن[1] متغیرهای کمکی مدل لازم است. هدف از انجام این آزمون بررسی تصدیق این فرض است که «آیا برنامه (در اینجا، عضویت در یک معاهده زیست‌محیطی) مستقل از مشخصه‌های کشورهای عضو در معاهده‌های زیست‌محیطی پس از مشاهده مشخصه‌های آنهاست یا خیر؟».

از آنجا که $X_i \mid p(X)_i$ و D_i مستقل هستند، از نظر آماری، تفاوتی بین میانگین متغیرهای توضیحی کشورهای گروه برنامه و گروه کنترل وجود ندارد؛ به عبارت دیگر، این آزمون نشان می‌دهد که مقادیر میانگین متغیرهای توضیحی پس از تخمین مدل PSM دارای میانگین‌های برابری هستند. بنابراین، میانگین متغیرهای هر گروه تفاوت معنی‌دار با هم ندارند؛ پس، به‌خوبی جفت‌وجور شده‌اند و متوازن محسوب می‌شوند (Keshavarz Haddad and Heidari, 2015).

بررسی وجود تکیه‌گاه مشترک (با استفاده از توابع چگالی احتمال)

یکی از فرض‌های مهم برای اعتبار تخمین ATT با استفاده از رهیافت PSM تصدیق شرایط وجود تکیه‌گاه مشترک یا شرایط هم‌پوشانی[2] است. در این حالت، فرض می‌شود که احتمال شرکت در برنامه (در اینجا، عضویت در یک معاهده زیست‌محیطی) به شرط مشاهده سایر مشخصات نمونه دارای احتمال بین صفر و یک است. به عبارت دیگر، برای هیچ‌کدام از

1. Balancing Test
2. Overlap Condition

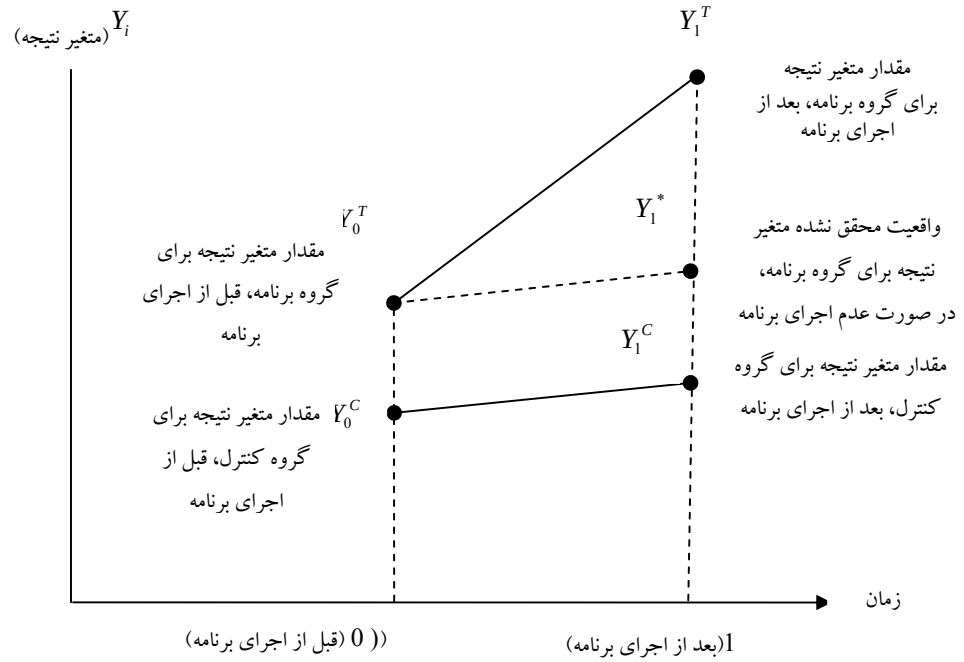
افراد موجود در جامعه و یا نمونه شرکت در برنامه قابل پیش‌بینی به‌صورت کامل نیست؛ یعنی، $0 < pr(D = 1 \mid X_t) < 1$. این شرط از این نظر دارای اهمیت است که افراد با داشتن مشخصه‌های X_i مشترک از احتمال مثبت برای شرکت در برنامه برخوردارند؛ حال، این افراد ممکن است در برنامه شرکت داشته‌اند یا اصلاً در برنامه شرکت نداشته و در گروه کنترل بوده‌اند. بررسی وجود تکیه‌گاه مشترک از طریق ترسیم تابع چگالی احتمال‌های برآوردشده $pr(D_i = 0,1)$ برای هر دو گروه برنامه و کنترل صورت می‌گیرد. نمودارهای توزیع چگالی[1] و یا تابع فراوانی[2] مقادیر احتمال برآوردشده برای هر دو گروه برنامه و کنترل با مقایسه حداقل و حداکثر مقدار نمره (احتمال) در هر توزیع رسم می‌شوند. هدف از ارزیابی وجود تکیه‌گاه مشترک بررسی وجود تشابه کافی در ویژگی‌های مشترک افراد گروه برنامه و گروه کنترل برای امکان انجام مقایسه منطقی است (Filsaraei, 2015).

ب- رگرسیون تفاضل در تفاضل

یکی از چالش‌هایی که در ارزیابی یک سیاست اعم از دخالت یا پیاده‌سازی یک برنامه وجود دارد، ارائه تخمینی مناسب از «واقعیت محقق‌نشده[3]» از متغیر نتیجه برای اجرای سیاست اجراشده است (در اینجا، عدم اجرای توافق‌نامه پاریس)، بدین معنی که در مدل‌های مورد استفاده برای ارزیابی سیاست، فراهم آوردن یک برآورد از مقدار متغیر نتیجه، در صورت عدم مشارکت کشورهای اجراکننده توافق‌نامه پاریس در برنامه (یعنی، عدم اجرای این توافق‌نامه)، یک چالش مهم است، به‌گونه‌ای که بدون پاسخ بدین سؤال، نمی‌توان اثرگذاری برنامه (در اینجا، اجرای توافق‌نامه پاریس) و در واقع، موفق یا ناموفق بودن آن را ارزیابی کرد. از آنجا که مشاهده «واقعیت محقق‌نشده» غیرممکن است، بنابراین، ارزیابی برنامه با مقادیری از داده‌های ناموجود مواجه خواهد بود. برای حل این مشکل، «واقعیت محقق‌نشده» را برای افرادی که در

1. Density- Distribution
2. Histogram
1Counterfactual

برنامه شرکت کرده‌اند (در اینجا، کشورهای اجراکننده توافق‌نامه پاریس) تخمین زده و مقدار برنامه را با استفاده از تفاضل میانگین مقدار متغیر نتیجه برای آنها محاسبه می‌کنیم. در شکل ۱، فاصله عمودی $Y_1^T Y_1^C$ اثر اجرای توافق‌نامه، فاصله عمودی $Y_1^* Y_1^C$ تفاوت طبیعی بین کشورهای اجراکننده توافق‌نامه و کشورهای غیراجراکننده توافق‌نامه است (اگر هیچ توافق‌نامه‌ای به اجرا گذاشته نشده بود). از این‌رو، فاصله عمودی $Y_1^T Y_1^*$ اثر خالص اجرای توافق‌نامه پاریس بر متغیر نتیجه (در اینجا، انتشار گاز CO_2) است. باید توجه داشت که سنجش اثر برنامه به‌صورت فاصله $Y_1^T Y_1^C$ نمی‌تواند یک مقدار درست باشد. همچنین، Y_1^* در هر جایی حتی کمتر از Y_1^C و یا بیشتر از Y_1^T می‌تواند قرار داشته باشد (Keshavarz Haddad and Heidari, 2015).



مأخذ: کشاورز حداد (Keshavarz Haddad, 2016)

شکل ۱- بیان نموداری اثر برنامه و تورش در محاسبه اثر برنامه

به‌منظور ارزیابی اثر سیاست اجراشده بر مقدار Y_i، فرض می‌شود که اگر کشوری در معرض اجرای سیاست قرار گرفته باشد، $T_i = 1$ و در غیر این صورت، $T_i = 0$ است. t متغیر زمان $t \in \{0,1\}$ و T_i متغیر دوحالته مربوط به «در معرض سیاست (یا برنامه خاص) قرار گرفتن» کشورهاست (در اینجا، اجرای معاهده پاریس). همچنین، فرض می‌شود که برای Y_i دو دوره زمانی پیش و پس از اجرای سیاست در نظر گرفته شده باشد که اندیس‌های صفر و یک، به‌ترتیب، برای دوره زمانی پیش و پس از اجرای سیاست به‌کار گرفته می‌شود. اندیس i نشانگر کشور iام، i=1,…, N و بالانویس T و C به‌ترتیب برای نشان دادن گروه برنامه (کشورهای اجراکننده معاهده پاریس) و گروه کنترل (کشورهای غیراجراکننده معاهده پاریس) به‌کار گرفته می‌شود. متغیر وابسته مورد مطالعه را می‌توان به‌صورت رابطه زیر نوشت (Filsaraei, 2015).

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta (T_i t_i) + u_i \quad (۸)$$

هدف «یافتن یک تخمین خوب برای δ» یعنی، «یافتن $\hat{\delta}$ با استفاده از داده‌های موجود» است. امید ریاضی متغیر وابسته برای هر کدام از چهار حالت، پیش و پس از اجرا برای گروه برنامه و گروه کنترل به‌صورت زیر است (Keshavarz Haddad and Heidari, 2015):

$$E(Y_i | T_i = 1, t_i = 0) = \alpha + \beta \quad (۹)$$

$$E(Y_i | T_i = 1, t_i = 1) = \alpha + \beta + \gamma + \delta \quad (۱۰)$$

$$E(Y_i | T_i = 0, t_i = 0) = \alpha \quad (۱۱)$$

$$E(Y_I | T_i = 0, t_i = 1) = \alpha + \gamma \quad (۱۲)$$

فرض می‌شود که برآوردگر اثر اجرای سیاست را به‌صورت تفاضل در Y_i برای دوره‌های پیش و پس از اجرای سیاست، تنها برای یک گروه برنامه محاسبه کند، آنگاه رگرسیون زیر به‌صورت رابطه (۱۳) برآورد می‌شود و برآوردگر حداقل مربعات معمولی δ_1 به‌صورت تفاضل در میانگین نمونه Y_i برای گروه برنامه برای دو دورهٔ پیش و پس از اجرای

سیاست به‌صورت رابطه (۱۴) به‌دست می‌آید که در آن، Y_1^T و $\overline{Y}_0^T$ به‌ترتیب برابر با $\mathrm{E}(Y_1^T)$ و $\mathrm{E}(Y_0^T)$ است (Keshavarz Haddad and Heidari, 2015).

$$Y_i = \alpha_1 + \delta_1 T_i + u_i \quad (۱۳)$$

$$\hat{\delta}_1 = \overline{Y}_1^T - \overline{Y}_0^1 \quad (۱۴)$$

از این‌رو، با به‌کارگیری رابطه (۸)، رابطه (۱۵) به‌دست می‌آید که در آن، $\hat{\delta}$ یک برآوردگر اریب برای δ بوده و تا زمانی که $\gamma = 0$ باشد، یعنی در Y_i روند زمانی وجود داشته باشد، این برآوردگرها نمی‌تواند به‌درستی میزان اثرگذاری سیاست بر متغیر وابسته ر Y_i را نشان دهد:

$$\mathrm{E}(\hat{\delta}_1) = \mathrm{E}(\overline{Y}_1^T) - \mathrm{E}(\overline{Y}_0^T) = [\alpha + \beta + \gamma + \delta] - [\alpha + \beta] = \gamma + \delta \quad (۱۵)$$

از این‌رو، لازم است متغیر توضیحی روند زمانی به‌عنوان یک متغیر مرتبط در مدل رگرسیونی لحاظ شود؛ بنابراین، رگرسیون زیر در دورهٔ پس از اجرای سیاست و برای دو گروه برنامه (کشورهای اجراکننده توافق‌نامه پاریس) و کنترل (کشورهای غیراجراکننده توافق‌نامه پاریس) به‌کار بسته می‌شود:

$$Y_i = \alpha_2 + \delta_2 t_i + u_i \quad (۱۶)$$

آنگاه برآوردگر اثر اجرای برنامه برابر می‌شود با:

$$\hat{\delta}_2 = \overline{Y}_1^T - \overline{Y}_1^C \quad (۱۷)$$

امید ریاضی این برآوردگر برابر رابطه (۱۸) است»

$$\mathrm{E}(\hat{\delta}_2) = \mathrm{E}(\overline{Y}_1^T) - \mathrm{E}(\overline{Y}_1^C) \quad (۱۸)$$

با به‌کارگیری رابطه (۸)، می‌توان نوشت:

$$\mathrm{E}(\hat{\delta}_2) = \mathrm{E}(\overline{Y}_1^T) - \mathrm{E}(\overline{Y}_1^C) = [\alpha + \beta + \gamma + \delta] - [\alpha + \gamma] = \delta + \beta \quad (۱۹)$$

این برآوردگر تا زمانی که $\beta \neq 0$ است، اریب‌دار خواهد بود.

برآوردگر تفاضل در تفاضل به‌صورت تفاضل در میانگین‌های Y_i مربوط به گروه برنامه در پیش و پس از اجرای سیاست و منهای تفاضل در میانگین Y_i برای دوره‌های پیش و پس از اجرای سیاست برای گروه کنترل تعریف می‌شود. به همین دلیل، بدین برآوردگرها تفاضل در تفاضل گفته می‌شود.

$$\hat{\delta}_{DD} = \left(\overline{Y}_1^T - \overline{Y}_0^T\right) - \left(\overline{Y}_1^C - \overline{Y}_0^C\right) \quad (۲۰)$$

امید ریاضی برآوردگر یادشده عبارت است از:

$$\mathrm{E}\left(\hat{\delta}_{DD}\right) = \left(\mathrm{E}\left[\overline{Y}_1^T\right] - \mathrm{E}\left[\overline{Y}_0^T\right]\right) - \left(\mathrm{E}\left[\overline{Y}_1^C\right] - \mathrm{E}\left[\overline{Y}_0^C\right]\right) \quad (۲۱)$$
$$= \left\{\left[\alpha + \beta + \gamma + \delta\right] - \left[\alpha + \beta\right]\right\} - \left\{\left[\alpha + \gamma\right] - \left[\alpha\right]\right\} = \delta$$

در قالب رگرسیون تعریف‌شده در رابطه (۸)، رابطه (۲۱) به‌صورت زیر نشان داده می‌شود (Stuart et al., 2014):

$$\mathrm{E}(\hat{\delta}_{DD}) = \left\{\mathrm{E}\left(Y_i | T_i = 1, t_i = 1\right) - \mathrm{E}\left(Y_i | T_i = 1, t_i = 0\right)\right\} \quad (۲۲)$$
$$- \left\{\mathrm{E}(Y_i | T_i = 0, t_i = 1) - \mathrm{E}(Y_i | T_i = 0, t_i = 0)\right\}$$

مشاهده می‌شود که تخمین حداقل مربعات معمولی $\hat{\delta}$ یک برآوردگر ناااریب برای δ است (Stuart et al., 2014).

آزمون اعتبار روندهای موازی

آزمون اعتبار روندهای موازی در رگرسیون‌های تفاضل در تفاضل می‌تواند به روش‌های گوناگون انجام پذیرد. یک روش مناسب برای بررسی برقراری این آزمون، مقایسه تغییرات در متغیر نتیجه (در اینجا، انتشار آلاینده CO_2) برای دو گروه برنامه (کشورهای اجراکننده توافق‌نامه پاریس) و کنترل (کشورهای غیراجراکننده توافق‌نامه پاریس) در دوره پیش از اجرای برنامه است. اگر متغیر نتیجه در دوره پیش از اجرای برنامه به‌طور هم‌سو با یکدیگر حرکت کرده باشند و هیچ سیاستی به‌جز سیاست در دست مطالعه (در اینجا، توافق‌نامه پاریس) به اجرا درنیامده باشد، می‌توان اطمینان حاصل کرد که این روند در دوره پس از اجرای برنامه نیز می‌تواند ادامه داشته باشد. در آزمون فرض روند موازی، باید آماره آزمون

t-test متغیرهای توضیحی از پنج درصد بزرگ‌تر باشد، اما برای متغیر نتیجه عکس این موضوع صدق می‌کند. در این صورت، می‌توان گفت که فرض روند موازی برقرار است و اثر به‌دست‌آمده برای ارزیابی برنامه دارای تورش نیست (Keshavarz Haddad and Heidari, 2015).

الگوی تجربی مدل استفاده‌شده در رهیافت جورسازی برای معاهده مونترال برای هر دو آلاینده مورد بررسی در این معاهده به‌صورت رابطه (۲۳) است. در این معاهده، مصرف انرژی به‌دلیل عدم تأثیر در انتشار گازهای مخرب لایه اُزُن در رابطه (۲۳) وارد نشده است. اگرچه مصرف انرژی در انتشار کل گازهای گلخانه‌ای مؤثر است، ولی از آنجا که هدف اصلی در معاهده مونترال بررسی آلاینده‌های مخرب لایه اُزُن بوده، مصرف انرژی به‌عنوان متغیر توضیحی وارد الگو نشده است.

$$Lnw_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnGdpp_{it} + \alpha_2 LnTrade_{it} + \alpha_3 LnAVI_{it} + \alpha_4 LnUP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲۳)$$

در رابطه (۲۳)، wit شاخص آلودگی برای آلاینده‌های هیدروفلوئروکربن (HFC) و کل گازهای گلخانه‌ای (Totalg)، تولید ناخالص داخلی سرانه (Gdpp)، شاخص آزادسازی تجاری (Trade)، سهم ارزش افزوده بخش صنعت (AVI)، نسبت جمعیت شهری به‌کل جمعیت (UP) و ε_{it} جزء خطای مدل است. الگوی تجربی برای معاهده کیوتو در رهیافت جورسازی برای تمامی آلاینده‌ها به‌صورت رابطه (۲۴) است که در آن، wit شاخص آلودگی برای آلاینده‌های دی‌اکسید کربن، متان، نیتروس‌اکساید و کل گازهای گلخانه‌ای، Eng مصرف سرانه انرژی بر حسب کیلوگرم معادل نفت خام است. از آنجا که بخش بزرگی از انتشار گازهای گلخانه‌ای مربوط به بخش‌های تولید انرژی، کشاورزی و صنعت است، در مطالعهٔ حاضر، سعی شده است که ارتباط بین بخش انرژی، تولید ناخالص داخلی که بیانگر مقیاس اقتصادی و درآمد است، گسترش شهرنشینی که نیاز جوامع به صنعتی شدن را افزایش می‌دهد و صنعتی شدن که منجر به بهره‌برداری فشرده از منابع انرژی می‌شود و آزادسازی تجاری که حجم فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد (از جمله فعالیت‌های آلاینده‌ها) و

استفاده از منابع و انرژی به شکل نامناسب افزایش می‌یابد و انتشار آلاینده‌ها مورد بررسی قرار گیرد.

$$Lnw_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnGdpp_{it} + \beta_2 LnEng_{it} + \beta_3 LnTrade_{it} + \beta_4 LnAVI_{it} + \beta_5 LnUP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲۴)$$

الگوی تجربی برای توافق‌نامه پاریس در رهیافت تفاضل در تفاضل به‌صورت رابطه (۲۵) است:

$$CO_2 = \beta_1 (treatment)_{world} + \gamma_1 (time) + \delta_1 (time \times treatmant_{world}) + \beta_2 (treatment)_{ME} + \gamma_2 (time) + \delta_2 (time \times treatment_{ME}) + \varepsilon_{it} \quad (۲۵)$$

در توافق‌نامه پاریس، در میان کشورهای جهان، کشورهایی که این توافق‌نامه را به مرحله اجرا درآورده‌اند، برابر با $treatment_{world} = 1$ و در غیر این صورت، برابر با صفر خواهد بود. در این توافق‌نامه، برای سال ۲۰۱۵، مقدار $time = 0$ و برای سال ۲۰۱۶، مقدار یک در نظر گرفته شده است.

نمونه آماری پژوهش حاضر برای معاهده‌های مونترال و کیوتو شامل چهارده کشور منتخب در منطقه غرب آسیا و بر اساس داده‌های سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۶ است. کشورهای مورد مطالعه شامل اردن، امارات، ایران، بحرین، پاکستان، ترکیه، عراق، عربستان، عمان، فلسطین، قطر، کویت، لبنان و مصر است. در مطالعه حاضر، از آنجا که برخی از کشورهای غرب آسیا فاقد اطلاعات آماری مناسب برای تحلیل بودند، کشورهایی انتخاب شدند که اطلاعات مربوط به آنها در دسترس بود. نمونه آماری برای توافق‌نامه پاریس شامل اطلاعات در دسترس کشورهای جهان برای سال‌های ۲۰۱۵ و ۲۰۱۶ است.

داده‌های مورد نیاز در مطالعهٔ حاضر برای انتشار آلاینده‌ها از مرکز تحقیقات اتحادیه اروپا برای تحقیقات جهانی اتمسفر[1]، داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص

1. Emission Database for Global Atmospheric Research (EDGAR)

آزادسازی تجاری و نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت از مرکز آمار کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل متحد[1] و داده‌های مربوط به مصرف انرژی و سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی از شاخص‌های توسعه جهانی[2] جمع‌آوری شده و همچنین، تجزیه.تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار Stata 15.0 صورت گرفته است.

نتایج و بحث

الف) معاهده مونترال: برای اجتناب از اریب انتخاب در سنجش اثر عضویت در معاهده، لازم است کشورهای مورد مطالعه با استفاده از الگوی لاجیت متوازن شوند؛ و سپس، این جورسازی با استفاده از آزمون توازن مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور، در جدول ۱، نتایج مدل لایت در راستای متوازن کردن واحدهای مقطعی (در اینجا، کشورها) و در جدول ۲، نتایج آزمون توازن گزارش شده است. همچنین، نتایج برآورد الگوی جورسازی در جدول ۳ آمده است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از تخمین الگوی PSM، متغیرهای ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی و شاخص آزادسازی تجاری در هر دو آلایندهٔ هیدروفلوئروکربن (HFC) و کل گازهای گلخانه‌ای (Totalg) معنی‌دار و دارای تأثیر مثبت بر انتشار این آلاینده‌هاست، به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی شاخص آزادسازی تجاری، انتشار آلاینده هیدروفلوئروکربن‌ها ۱/۶۴ درصد و کل گازهای گلخانه‌ای ۱/۱۵ درصد افزایش می‌یابد؛ همچنین، با افزایش یک درصدی ارزش افزوده بخش صنعت، انتشار آلاینده هیدروفلوئروکربن‌ها ۱/۹۸ درصد و کل گازهای گلخانه‌ای ۱/۷۳ درصد افزایش می‌یابد. متغیرهای نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت و تولید ناخالص داخلی سرانه در آلاینده HFC تأثیر مثبت بر میزان انتشار این آلاینده دارد و با افزایش یک درصدی جمعیت شهری، انتشار این

1. United Nations Conference on Trade and Development (UnCTAD)
2. World Development Indicators (WDI)

آلاینده ۰/۳۹ درصد بیشتر می‌شود و با افزایش یک درصد تولید ناخالص داخلی سرانه، انتشار این آلاینده ۰/۶۶ درصد افزایش می‌یابد.

بعد از تخمین الگوی PSM، باید آزمون توازن متغیرهای کمکی قبل از برآورد اثر برنامه صورت پذیرد. جدول ۲ نتایج آزمون توازن الگوی PSM را نشان می‌دهد. این آزمون برای معاهده مونترال با استفاده از دو متغیر کمکی صورت گرفته است، چراکه این دو متغیر بیشترین سطح معنی‌داری را در تخمین الگو داشتند. با توجه به نتایج این آزمون، آمارهٔ تی (t-test) برای تمامی متغیرهای کمکی در هر دو گروه کنترل و برنامه (در اینجا، عضویت کشورها در معاهده مونترال) در سطح ده درصد فرضیه برابری میانگین پذیرفته می‌شود. به دیگر سخن، مقادیر میانگین متغیرهای کمکی الگو دارای میانگین‌های برابری هستند؛ بدین ترتیب، فرضیه توازن را نمی‌توان رد کرد.

بعد از آزمون توازن متغیرهای کمکی، لازم است وجود ناحیه تکیه‌گاه مشترک برای احتمال مشارکت بالقوه تمام کشورهای مورد مطالعه در برنامه (معاهده مونترال) آزمون شود. هدف از این آزمون بررسی وجود تشابه کافی در ویژگی‌های مشترک کشورهاست تا بتوان مقایسه‌ای منطقی به عمل آورد. در نمودارهای (۱) و (۲)، مقادیر نمره گرایش توزیع برای قبل و بعد از عضویت کشورها نشان داده شده است. همان‌گونه که در نمودار (۱) نیز با کادر سیاه‌رنگ مشاهده می‌شود، قسمت‌های قرمزرنگ (گروه کنترل) و قسمت‌های سفیدرنگ (گروه برنامه) بعد از تخمین الگوی PSM سطح مشترک بسیاری با هم دارند؛ این نکته نشان می‌دهد که مقادیر نمره گرایش توابع توزیع قبل و بعد از جورسازی برای هر دو گروه کنترل و برنامه مشخصه‌های مشترک بسیاری با هم دارند و الگو توانسته شرایط جورسازی در گروه کنترل را برای مقایسه با گروه برنامه جست‌وجو و پیدا کند؛ به دیگر سخن، این نمودارها تأیید می‌کنند که توابع توزیع چگالی نمره گرایش هر دو گروه پس از تخمین الگوی جورسازی دارای تکیه‌گاه مشترک هستند، که به معنی معتبر بودن تخمین الگوی PSM است.

جدول ۱- نتایج برآورد الگوی لاجیت در رهیافت PSM برای انتشار هیدروفلوئروکربن‌ها و کل گازهای گلخانه‌ای

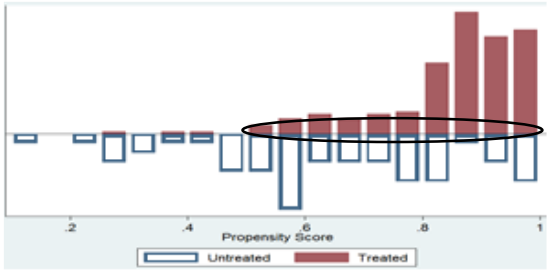
متغیر توضیحی	هیدروفلوئروکربن‌ها		کل گازهای گلخانه‌ای	
	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۶۶۶	۰/۰۲۴	-۰/۴۰۴	۰/۵۸۰
شاخص آزادسازی تجاری	۱/۶۴۸	۰/۰۰۴	۱/۱۵۴	۰/۰۲۱
سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی	۱/۹۸۸	۰/۰۰۰	۱/۷۳	۰/۰۰۰
نسبت جمعیت شهری به کل	۰/۳۹۷	۰/۰۲۹	۱/۵۳	۰/۳۰۰
عرض از مبدأ	-۱۵/۹۷	۰/۰۰۰	-۱۲/۵۳	۰/۰۰۰
R^2	۰/۱۸		۰/۱۵	
LR	۴۹/۸۲		۳۹/۳۴	
Prob	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

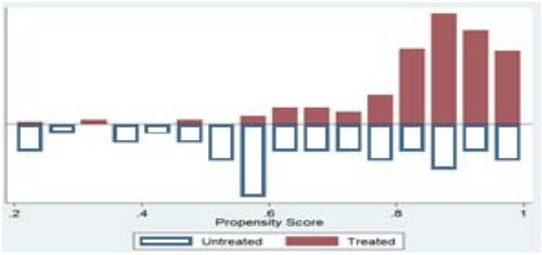
جدول ۲- نتایج آزمون توازن الگوی PSM برای معاهده مونترال

آلاینده	متغیر	میانگین گروه برنامه	میانگین گروه کنترل	درصد اریب	آماره t	سطح معنی‌داری
هیدروفلوئروکربن‌ها	ln Trade	۴/۲۸۰	۴/۳۳۰	-۹/۲	-۱/۰۶	۰/۲۹۲
	ln AVI	۲/۵۲۳	۲/۵۳۲	-۱/۶	-۰/۲۸	۰/۷۸۱
کل گازهای گلخانه‌ای	ln Trade	۴/۲۷۲	۴/۲۴۲	۵/۵	-۰/۵۸	۰/۵۶۰
	ln AVI	۲/۵۵۵	۲/۵۸۵	-۴/۹	۰/۷۶	۰/۴۵۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱. ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه کنترل و برنامه بعد از جورسازی برای آلاینده HFC



نمودار ۲. ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه کنترل و برنامه بعد از جورسازی برای آلاینده Totalg

پس از بررسی‌های لازم، در نهایت، اثرات برنامه عضویت کشورها در معاهده مونترال بر انتشار هیدروفلوئروکربن‌ها و کل گازهای گلخانه‌ای در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تعهد کشورهای غرب آسیا به کاهش آلاینده‌های مخرب لایهٔ اُزُن باعث شده است که حدود ۲۱ درصد میزان انتشار این گازها کاهش بیابد؛ بنابراین، معاهده مونترال تأثیری جدی در جلوگیری از انتشار گازهای مخرب لایه اُزُن داشته و نتایج حاکی از آن است که این معاهده به‌صورت موفقیت‌آمیز به مرحله اجرا درآمده و از تخریب بیشتر لایه اُزُن جلوگیری کرده است.

در رهیافت جورسازی، به پیروری از دو محقق به نام‌های آبدی (Abadie) و ایمبنس (Imbens) که اولین بار انحراف معیار را در این رهیافت به‌کار بردند، این اصطلاح با عنوان «انحراف معیار A-I» نامگذاری شده است.

جدول ۳- بررسی تأثیر عضویت در معاهده مونترال

متغیر	ضریب	انحراف معیار A-I	آماره z	سطح معنی‌داری
هیدروفلوئروکربن‌ها	-۰/۲۱۶***	۰/۳۷۲	-۵/۹۵	۰/۰۰۰
کل گازهای گلخانه‌ای	۰/۰۷۰	۰/۰۹۵	۰/۷۴	۰/۴۶۰

*** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ب) معاهده کیوتو: در سال‌های بعد، کنوانسیون بین‌المللی آب‌وهوا برای جلوگیری از افزایش دمای زمین معاهده کیوتو را مورد تصویب کشورها قرار داد که در این معاهده، کشورها موظف به کاهش شش گاز اصلی گلخانه‌ای افزایش‌دهندهٔ دمای کره زمین بودند. در مطالعهٔ حاضر، به‌دلیل در دسترس نبودن آمار و اطلاعات تمامی آلاینده‌هایی که کشورها در معاهده کیوتو متعهد به کاهش آن بودند، فقط آلاینده‌های دی‌اکسید کربن، متان، نیتروس‌اکساید و کل گازهای گلخانه‌ای که مجموعه‌ای از این شش نوع آلاینده به‌شمار می‌روند، مورد بررسی واقع شده است. در ادامه، به بررسی تأثیر عضویت کشورهای غرب آسیا در معاهده کیوتو پرداخته می‌شود.

در الگوی PSM، به‌جز ضریب شاخص آزادسازی تجاری برای آلایندهٔ دی‌اکسید کربن، بقیه متغیرها معنی‌دار نشده است. مثبت بودن ضریب شاخص آزادسازی تجاری نیز نشان‌دهندهٔ اثر مثبت این متغیر بر انتشار دی‌اکسید کربن است. در نتایج تخمین الگوی PSM برای آلاینده‌های متان و نیتروس‌اکساید، ضریب شاخص آزادسازی تجاری و ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی معنی‌دار شدند و تأثیر مثبت در انتشار این آلاینده دارند؛ با افزایش یک درصدی شاخص آزادسازی تجاری، انتشار آلاینده‌های دی‌اکسید کربن، متان، نیتروس‌اکساید و کل گازهای گلخانه‌ای، به‌ترتیب، ۰/۹۹، ۱/۴۳، ۱/۳۹ و ۲/۰۷ درصد افزایش می‌یابد. در رهیافت PSM برای انتشار کل گازهای گلخانه‌ای، تمامی متغیرهای مدل معنی‌دار ظاهر شده‌اند؛ ضریب مثبت تولید ناخالص داخلی، مصرف سرانه انرژی، شاخص آزادسازی تجاری، سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی و نسبت

جمعیت شهری به کل جمعیت نشانگر تأثیر مثبت این متغیرها بر انتشار کل گازهای گلخانه‌ای است.

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی لاجیت در رهیافت PSM برای آلاینده‌ها

متغیر توضیحی	$\ln CO_2$		$\ln CH_4$		$\ln N_2O$		ln Totalg	
	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری
تولید ناخالص داخلی سرانه	-۰/۰۳۱	۰/۹۱۹	۰/۱۹۶	۰/۵۷۸	۰/۱۴۵	۰/۶۸۲	۰/۸۵۴	۰/۰۳۱
مصرف سرانه انرژی	-۰/۰۵۷	۰/۸۵۰	-۰/۲۱۰	۰/۵۴	-۰/۱۷۵	۰/۶۰۹	۰/۷۶۲	۰/۰۴۴
شاخص آزادسازی تجاری	۰/۹۹۵	۰/۰۱۱	۱/۴۳	۰/۰۰۱	۱/۳۹۱	۰/۰۰۲	۲/۰۷۸	۰/۰۰۰
سهم ارزش‌افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی	۰/۳۰۳۰	۰/۱۹۸	۰/۵۷۲	۰/۰۵۲	۰/۵۳۹	۰/۰۶۸	۰/۸۱۶	۰/۰۱۲
نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت	۰/۶۹۶	۰/۴۳۷	-۰/۲۲۸	۰/۸۱۸	۰/۰۲۶	۰/۹۷۷	۱/۸۱	۰/۰۹۶
عرض از مبدأ	-۷/۵۱	۰/۰۰۰	-۷/۲۵	۰/۰۰۱	-۷/۹۱	۰/۰۰۰	-۵/۷۵۹	۰/۰۱
R^2	۰/۰۵۶		۰/۰۶۵		۰/۰۶۸		۰/۰۷۸	
LR	۲۴/۸		۲۵/۱		۲۶/۱۳		۲۶/۸	
Prob	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)	

* معنی‌داری در سطح ده درصد ** معنی‌داری در سطح پنج درصد *** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بعد از انجام محاسبات مربوط به اثر سیاست با استفاده از روش جورسازی، همیشه لازم است آزمون توازن صورت پذیرد. هدف از آزمون توازن تصدیق این فرض است که «آیا عضویت کشورها در معاهدات کیوتو و مونترال مستقل از مشخصه کشورهاست یا خیر؟». جدول ۵ نتایج آزمون توازن الگوی PSM را نشان می‌دهد. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون توازن تأیید می‌کند که آمارهٔ تی (t-test) برای تمامی متغیرهای کمکی در هر دو گروه برنامه و کنترل

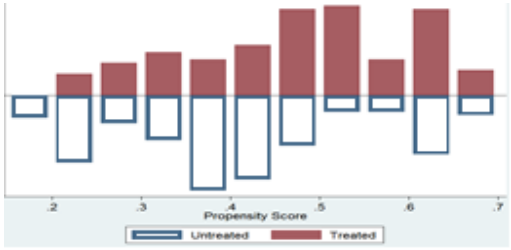
در سطح ده درصد فرضیه برابری میانگین‌ها رد نشده است. به دیگر سخن، این نتایج نشان می‌دهد که مقادیر میانگین متغیرهای کمکی مدل PSM از نظر آماری تفاوت معنی‌دار با هم ندارند، گویای آنکه فرضیه توازن را نمی‌توان رد کرد و متغیرها به‌خوبی جفت‌وجور شده‌اند و متوازن محسوب می‌شوند.

جدول ۵- نتایج آزمون توازن الگوی PSM برای معاهده کیوتو

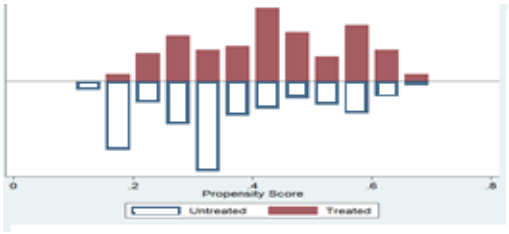
نام آلاینده	نام متغیر	میانگین گروه برنامه	میانگین گروه کنترل	درصد اریب	آماره t	سطح معنی‌داری
	ln Gdpp	۹/۲۷۶	۹/۳۱۰	-۲/۷	-۰/۲۴	۰/۸۰۷
	ln Eng	۷/۹۱۱	۷/۹۷۰	-۵/۴	-۰/۴۶	۰/۶۴۷
ln CO_2	ln Trade	۴/۴۱۰	۴/۳۸۶	۴/۹	۰/۴۳	۰/۶۶۸
	ln AVI	۲/۴۴۷	۲/۵۱۷	-۱۴/۱	-۱/۲۸	۰/۲۰۲
	ln UP	۴/۲۸۸	۴/۲۹۴	-۲/۰	-۰/۲۱	۰/۸۳۶
	ln Gdpp	۹/۲۴۳	۹/۱۵۳	۷/۰	۰/۵۳	۰/۵۹۸
	ln Eng	۷/۸۸۹	۷/۸۴۴	۴/۱	۰/۲۹	۰/۷۶۹
ln CH_4	ln Trade	۴/۴۲۳	۴/۴۳۹	-۳/۲	-۰/۲۶	۰/۷۹۲
	ln AVI	۲/۴۷۶	۲/۴۴۱	۷/۲	۰/۵۵	۰/۵۸۰
	ln UP	۴/۲۷۷	۴/۲۹۵	۵/۹	۰/۵۰	۰/۶۲۰
	ln Gdpp	۹/۲۶۴	۹/۵۲۴	-۲۰/۴	-۱/۴۸	۰/۱۴۲
	ln Eng	۷/۹۱۰	۸/۱۰۹	-۱۸/۱	-۱/۲۸	۰/۲۰۲
ln N_2O	ln Trade	۴/۴۳۳	۴/۴۴۴	-۲/۱	-۰/۱۸	۰/۸۵۷
	ln AVI	۲/۴۷۳	۲/۴۳۹	۷/۱	۰/۵۶	۰/۵۷۵
	ln UP	۴/۲۸۶	۴/۲۹۶	-۳/۰	-۰/۲۵	۰/۸۰۲
	ln Gdpp	۹/۲۱۳	۹/۴۲۶	-۱۶/۰	-۱/۰۶	۰/۲۹۰
	ln Eng	۷/۸۲۴	۸/۰۵۵	-۲۰/۴	-۱/۳۰	۰/۱۹۵
ln Totalg	ln Trade	۴/۴۱۵	۴/۳۹۴	۴/۳	۰/۳۲	۰/۷۴۹
	ln AVI	۲/۵۰۲	۲/۵۶۸	-۱۳/۱	-۰/۹۳	۰/۳۵۶
	ln UP	۴/۲۵۶	۴/۲۷۰	-۴/۴	-۰/۳۳	۰/۷۴۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

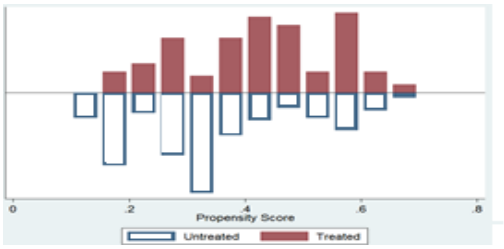
بعد از انجام آزمون توازن متغیرهای کمکی، لازم است وجود ناحیه تکیه‌گاه مشترک در دامنه توزیع تجربی مقادیر نمره گرایش محاسبه‌شده برای هر دو گروه برنامه و کنترل آزمون شود. در نمودارهای (۳) تا (۶)، ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه کنترل و برنامه برای هر کدام از آلاینده‌ها نشان داده شده است. این نمودارها تأیید می‌کند که تابع توزیع چگالی نمره گرایش در هر دو گروه پس از تخمین الگوی PSM دارای تکیه‌گاه مشترک بوده، که به معنی معتبر بودن تخمین الگوی PSM است. همان‌گونه که در نمودار (۱) نیز توضیح داده شد، بعد از تخمین الگو نیز تابع توزیع چگالی نمره گرایش در هر دو گروه کنترل و برنامه همچنان مشخصه‌های مشترک با هم دارند، که به معنی اعتبار ادامه روند رهیافت جورسازی است.



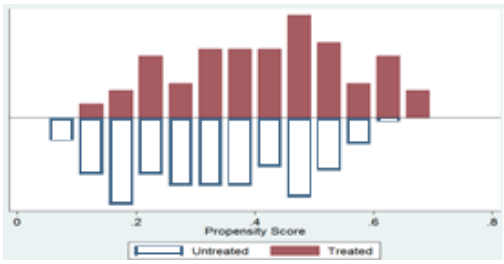
نمودار ۳. ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه کنترل و برنامه بعد از جورسازی برای آلاینده CO_2



نمودار ۴. ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه کنترل و برنامه بعد از جورسازی برای آلاینده CH_4



نمودار ۵. ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه کنترل و برنامه بعد از جورسازی برای آلاینده N_2O



نمودار ۶. ارزیابی تکیه‌گاه مشترک دو گروه کنترل و برنامه بعد از جورسازی برای آلاینده Totalg

پس از انجام بررسی‌های لازم و تخمین مدل از طریق رهیافت PSM، یافته‌های جدول ۶ نشان می‌دهد که معاهده کیوتو در تأثیرگذاری بر کاهش گازهای گلخانه‌ای دی‌اکسید کربن و در حالت کلی، بر کاهش میزان انتشار کل گازهای گلخانه‌ای نقش مثبت ایفا کرده و در زمینهٔ کاهش این گازها موفقیت‌آمیز بوده است. میزان این کاهش برای گاز دی‌اکسید کربن در حدود ۲/۳ درصد و برای کل گازهای گلخانه‌ای ۱/۸ درصد است؛ اما معاهده کیوتو در کنترل انتشار گاز نیتروس‌اکساید تأثیر منفی داشته است و همچنین، میزان اثرگذاری این معاهده بر انتشار گاز متان مشخص نیست. بر اساس استنباط از نتایج به‌دست‌آمده، از آنجا که عمده گازهای گلخانه‌ای تولیدشده گاز دی‌اکسید کربن است، به‌گونه‌ای که در میانگین جهانی، گاز دی‌اکسید کربن حدود ۷۶ درصد انتشار جهانی را به خود اختصاص داده است، بیشتر توجهات

جهانی روی این آلاینده متمرکز شده است و توجه اندکی به سایر اجزای گازهای گلخانه‌ای می‌شود؛ از این‌رو، کاهش انتشار این گاز در میان سایر آلاینده‌ها محسوس‌تر است.

جدول ۶- بررسی تأثیر عضویت در معاهده کیوتو

متغیر	ضریب	انحراف معیار A-I	آماره z	سطح معنی‌داری
$\ln CO_2$	-۰/۰۲۳۷***	۰/۰۷۳	-۳/۲۲	۰/۰۰۱
$\ln CH_4$	-۰/۰۹۸	۰/۱۲۵	-۰/۷۹	۰/۴۳۱
$\ln N_2O$	۰/۰۷۰۸***	۰/۱۴۳	۴/۹۳	۰/۰۰۰
ln Totalg	-۰/۰۱۸۴*	۰/۱۰۹	-۱/۶۹	۰/۰۹۲

* معنی‌داری در سطح ده درصد *** معنی‌داری در سطح یک درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ج) معاهده پاریس: همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، برای بررسی تأثیر توافق‌نامه پاریس بر میزان انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن، از رهیافت رگرسیون تفاضل در تفاضل استفاده‌شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل تفاضل در تفاضل در جدول ۷ گزارش شده است. در این توافق‌نامه، علاوه بر کشورهای عضو پیوست یک، سایر کشورهای در حال توسعه نیز بدان پیوسته‌اند؛ پس، نمی‌توان گروه کنترل را گروهی در نظر گرفت که در معرض اجرای این سیاست قرار نگرفته‌اند. از این‌رو، در این توافق‌نامه، کشورهایی که از قبل عضو پروتکل کیوتو بودند، در گروه کنترل و کشورهایی که در سال ۲۰۱۵ بدین توافق‌نامه پیوسته‌اند، در گروه برنامه در نظر گرفته شدند. در این رگرسیون، سال ۲۰۱۵ سال قبل از اجرای سیاست و سال ۲۰۱۶ سال بعد از اجرای سیاست در نظر گرفته شده است. بر اساس نتایج برآورد الگوی تفاضل، کشورهایی که این توافق‌نامه را در سال ۲۰۱۵ امضا کردند و طبق مفاد توافق‌نامه موظف به اجرای آن از سال ۲۰۱۶ بودند، در عمل، نتوانسته‌اند گامی مؤثر در راستای کاهش آلایندهٔ دی‌اکسید کربن بردارند.

جدول ۷- نتایج برآورد رگرسیون تفاضل در تفاضل برای توافق‌نامه پاریس

متغیر نتیجه	انتشار سرانه CO_2	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
سال ۲۰۱۵ (t=0)				
گروه کنترل	۱/۳۷			
گرو برنامه	۱/۴۵			
تفاضل	۰/۰۸۶	۰/۲۲۳	۰/۳۹	۰/۶۹۹
سال ۲۰۱۶ (t=1)				
گروه کنترل	۰/۵۶			
گرو برنامه	۰/۹۴			
تفاضل	۰/۳۸	۰/۱۶۵	۲/۳۲	۰/۱۷۴
تفاضل در تفاضل	۰/۲۹۶	۰/۲۷۸	۱/۰۷	۰/۲۸۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸- نتایج آزمون اعتبار روند موازی

متغیر	میانگین گروه کنترل	میانگین گروه برنامه	تفاضل	آماره t	سطح معنی‌داری
CO_2	۱/۲۳۳	۲/۰۶۸	۰/۸۳۵	۴/۳۸	۰/۰۰۰
ln Gdpp	۹/۰۰۴	۹/۳۵۸	۰/۳۵۴	۱/۴۲	۰/۱۵۸
ln Trade	۴/۳۹۵	۴/۳۷۶	۰/۰۱۷	۰/۲۳	۰/۸۲۱
ln AVI	۲/۴۲۸	۲/۳۲۸	-۰/۱۰۰	۱/۲۲	۰/۱۲۴
ln UP	۴/۱۹۵	۴/۳۲۲	۰/۱۶۸	۱/۴۵	۰/۱۴۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در میان معاهده‌های مختلف زیست‌محیطی که در دهه‌های گذشته در جهان به تصویب رسیده است، معاهده مونترال یکی از موفق‌ترین این معاهده‌ها به‌شمار می‌آید. در واقع، معاهده مونترال یک موفقیت بزرگ در راه مبارزه با نابودی محیط زیست و توفیقی عظیم در عرصه‌ی سیاست زیست‌محیطی جهانی است. سازمان‌های بین‌المللی حفاظت از محیط زیست، بعد از اجرای موفقیت‌آمیز این معاهده، برای جلوگیری از گرمایش کره زمین، معاهده کیوتو را به

تصویب کشورها رساندند. همان‌گونه که در نتایج پژوهش حاضر مشاهده شد، این معاهده در کشورهای غرب آسیا تا حدودی باعث کاهش برخی از آلاینده‌های مورد نظر شده است. مطالعات صورت‌گرفته درباره معاهده کیوتو نشان می‌دهد که این معاهده در سطح جهانی باعث کاهش پنج درصدی گازهای گلخانه‌ای مورد نظر نشده است. در مطالعات مختلف، نتایج متفاوت از بررسی اثرات معاهده‌های بین‌المللی بر میزان انتشار آلاینده‌ها به‌دست آمده است. نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که معاهده مونترال به کاهش ۲۱ درصدی انتشار آلاینده‌های تخریب‌کننده لایه اُزُن انجامیده است و تأثیر معاهده کیوتو در کاهش انتشار آلاینده‌ها نیز برای دی‌اکسید کربن و کل گازهای گلخانه‌ای مثبت بوده و باعث کاهش انتشار سرانه آنها به میزان، به‌ترتیب، ۲/۳ و ۱/۸ درصد شده است. البته، تأثیر توافق‌نامه پاریس بر میزان انتشار CO_2 در جهان مشخص نیست، زیرا کشورهای جهان در سه سال اخیر این توافق‌نامه را امضا کرده و هنوز سیاست‌های زیست‌محیطی خود را با آن هم‌سو نکرده‌اند. مطالعه اکویک و تجوتتا (Aakvik and Tjotta, 2011)، در بررسی اثر پروتکل هلسینکسی[1] و اسلو[2] با استفاده از رگرسیون تفاضل در تفاضل، نشان داد که پروتکل‌های مورد نظر هیچ‌گونه اثری بر کاهش انتشار سولفوردی‌اکسید نداشته است. همچنین، با توجه به نتایج مطالعه ایشل و فلبرمایر (Aichele and Felbermayr, 2012)، بر اساس رهیافت تفاضل در تفاضل، تعهد کشورهای عضو پروتکل کیوتو باعث کاهش پنج درصدی ورود CO_2 و افزایش چهارده درصدی ورود کربن به جو زمین شده است.

با توجه به اهمیت جلوگیری از تخریب محیط زیست، باید اقداماتی در سطح بین‌الملل همانند معاهده مونترال به‌وقوع بپیوندد و همه کشورهای جهان را موظف به رعایت قوانین زیست‌محیطی کند. همچنین، باید سازمان‌هایی در سطح بین‌الملل به‌وجود آید که به‌طور جدی، بر اجرای این قوانین نظارت داشته باشند. افزون بر این، می‌توان با اعمال سیاست‌های تشویقی برای رعایت ملاحظات زیست‌محیطی، کشورهای جهان را برای یاری هرچه بیشتر در

1. Helsinki
2. Oslo

جلوگیری از تخریب محیط زیست ترغیب کرد و یا کشورهایی را که متعهد به رعایت ملاحظات زیست‌محیطی نیستند، با اعمال جریمه مورد توبیخ قرار داد، چراکه پدیدهٔ گرمایش کره زمین مسئله‌ای جهانی است و باید اعمال سیاست‌ها در زمینهٔ کنترل آن نیز در سطح جهانی انجام پذیرد. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که برای بهبود میزان انطباق شاخص‌های زیست‌محیطی با سیاست‌های کشورهای درحال‌توسعه، اقداماتی بدین شرح به عمل آید: ۱- با توجه به موفقیت‌آمیز بودن معاهده‌های زیست‌محیطی مونترال و کیوتو، باید بسترهایی مناسب برای همکاری با صندوق سبز سازمان ملل و بانک جهانی به‌منظور دریافت حمایت مالی برای انجام پروژه‌های سازوکار توسعه پاک ایجاد شود؛ ۲- با توجه به نتایج حاصل از رابطه مثبت بین مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی، شایسته است اقداماتی در راستای کاهش شدت انرژی‌های فسیلی همراه با افزایش کارآیی مصرف انرژی و تنوع‌بخشی به مصرف انرژی همانند جایگزین‌سازی انرژی‌های پاک با سوخت‌های فسیلی انجام گیرد.

منابع

1. Aakvik, A. and Tjotta, S. (2011). Do collective actions clear common air? The effect of international environmental protocols on sulphor emissions. *European Journal of Political Economy*, 27(2): 343-351.
2. Aichele, R. and Felbermayr, G. (2012). Kyoto and carbon footprint of nations. *Journal of Environmental Economics and Management*, 63(3): 336-354.
3. Alizadeh, R., Maknoon, R., Majidpour, M. and Salimi, J. (2014). Energy policy in Iran and international greenhouse gas emission commitments. *Journal of Environmental Science and Technology*, 17: 183-198. (Persian)
4. Amanda, M.R. (2015). The failure of the kyoto protocol on climate change. *Politics and Policy*, 43: 30-58.
5. Ataba, F., Seddiqi, A.A. and Tavakkoli, N. (2010). Review of the obligations and provisions of the Climate Change Convention and assessment of its implementation in the Islamic Republic of Iran. *Journal of Environmental Science and Technology*, 12, 153-154. (Persian)
6. Babiker, M., Reilly, J.M. and Jacoby, H.D. (2000). The Kyoto protocol and developing countries. *Energy Policy*, 28: 525-536..

7. Bohringer, C.H. and Vog, C. (2003). Economic and environmental impacts of the Kyoto protocol. *Canadian Journal of Economics*, 2: 475-496.
8. Brown Weiss, F. (2009). The Vienna Convention for the protection of the ozone layer and the Montreal protocol on substances that deplete the ozone layer. Available at www.un.org/law/avl.
9. Caliendo, M. and Kopeinig, S. (2005). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22: 31-72.
10. Davari Tuchahi, E. (2010). Montreal protocol to protect the ozone layer. Paper Presented at the First National Conference on Sustainable Agriculture and the Production of Healthy Products, Isfahan Agricultural and Natural Resources Research Center. (Persian)
11. Felder, S. and Rutherford, T. (1993). Unilateral CO_2 reductions and carbon leakage: the consequences of international trade in oil and basic materials. *Journal of Environmental Economics and Management*, 25: 162-176.
12. Filsaraei, M. (2015). An introduction to the statistical analysis methodology based on Propensity Score Matching (PSM) in financial, economics and accounting Research. *Economic Journal*, 15: 22-25. (Persian)
13. Fotros, M.H., Ferdowsi, M. and Mehpayma, H. (2011). An examination of energy intensity and urbanization effect on environmental degradation in Iran (a cointegration analysis). *Journal of Environmental Studies*, 37(60): 13-22. (Persian)
14. Frank, J. (2004). The impact of a revised Kyoto protocol on developing countries. Available at http://www.hks.harvard.edu.
15. Grossman, G.M. and Kruger, A.B. (1991). Environmental impact of North American Free Trade Agreement (pp. 2-25). Cambridge MA: MIT.
16. Heckman, J.J., Ichimure, H. and Todd, P. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. *Review of Economic Studies*, 65: 261-294.
17. Keshavarz Haddad, G.R. (2016). Microeconomic metrology and policy assessment. Tehran: Ney. (Persian)
18. Keshavarz Haddad, G.R. and Heidari, H. (2015). Bond type policy valuation in company credit value and loan-feeding ration: propensity scores matching approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8: 331-354. (Persian)
19. Koroni, M.A. (2011). Review of the Kyoto protocol's clean development mechanism project process. Paper Presented at the First International Urban Bicycle Conference, Tehran. (Persian)
20. Mohammadi, H., Abbasi, F. and Karbakhsh Ravari, S. (2017). Assessment of environmental and economic consequences of global warming with

emphasis on the achievements of Kyoto protocol implementation in Iran. *Environmental Researches*, 14: 17-23. (Persian)
21. Pan, D. (2014). The impact of agricultural extension on farmer nutrient management behavior in Chinese rice production: a household-level analysis. *Sustainability*, 10: 6644-6665.
22. Pishbahar, E., Sani, F. and Dashti, G. (2017). Evaluating the impact of guaranteed price policy in the barley: using propensity score matching (PSM) method. *Agricultural Economics*, 12(1): 21-37. (Persian)
23. Pufahl, A. and Weiss, C. R. (2008). Evaluating the effects of farm programs: results from propensity score matching. Paper Presented at the 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE).
24. Rahimi, N. and Bakhtiari, M. (2006). Kyoto protocol, approaches and challenges. *Journal of Environmental Science and Technology*, 8: 79-93. (Persian)
25. Stuart, E., Huskamp, H., Duckworth, K., Simmons, J., Song, Z., Chernew, M.E. and Barry C.L. (2014). Using propensity scores in difference-in-differences models to estimate the effects of a policy change. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 14: 166-182.
26. Su, Y.W. (2006). The effects of the Kyoto protocol on Taiwan. *Climate Law Special Edition*, 6: 51-69.
27. World Bank (2017). World Development Indicators (WDI). Available at www.worldbank.org.
28. Yavari, K. and Ahmadzadeh, K. (2010). Investigating the relationship between energy consumption and population structure: case study of Southwest Asia. *Journal of Energy Economics*, 7: 33-62. (Persian)
29. Zahed, F. and Moghaddam, M. (2011). Review of the implementation of the kyoto protocol in the world and Iran's efforts to implement the Kyoto Protocol. Paper Presented at the Fifth National Conference on Environmental Engineering, University of Tehran. (Persian)