اثر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر کاهش انتشار کربن (با تأکید بر انرژی‌های بادی و خورشیدی)

سیدمحمدقائم ذبیحی*[۱] فاطمه اکبری[۲] نرگس صالح‌نیا[۳]

[۱] دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران، ایمیل: smq.zabihi@mail.um.ac.ir. شناسه ارکید: https://orcid.org/0000-0001-6677-3418

[۲] دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران، ایمیل: akbari.fa@mail.um.ac.ir. شناسه ارکید: https://orcid.org/0009-0007-1142-4924

[۳] دانشیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. ایمیل: n.salehnia@um.ac.ir. شناسه ارکید: https://orcid.org/0000-0002-7505-5335

چکیده

انرژی‌های تجدیدپذیر توانایی کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG) را دارند؛ اما در مطالعات قبلی کم‌تر به نقش آن‌ها با تأکید بر دو منبع انرژی بادی و خورشیدی در قالب یک پژوهش کاربردی توجه شده است. ازاینرو، پژوهش حاضر به دنبال بررسی نقش مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی‌های بادی و خورشیدی در کاهش انتشار سرانه کربن (CO_2) با بهره‌گیری از رویکرد بسیار جدید و تازه مدل‌سازی رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) در بازه زمانی سالانه ۱۹۹۰ الی ۲۰۲۱ و برای کشورهای گروه ۷ (G7) است. رویکرد اقتصادسنجی QQR به بررسی نحوه تأثیرگذاری نامتقارن چندک‌های مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی‌های بادی و خورشیدی بر کمیت‌های انتشار سرانه CO_2 با ارائه یک چارچوب کافی برای درک ساختار وابستگی کلی، می‌پردازد. نتایج حاصله مبین آن است که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و به‌ویژه انرژی‌های بادی و خورشیدی به‌عنوان جایگزینی برای منابع انرژی‌های سنتی (انرژی‌های فسیلی)، می‌توانند منجر به کاهش قابل‌توجهی در انتشار کربن شوند. به‌صورت دقیق‌تر می‌توان به این مهم دست‌یافت که مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر و مصرف سرانه انرژی‌های بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن در تمامی کشورهای گروه هفت و در تمامی کوانتایل‌های (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیری منفی داشته است، اگرچه در برخی از کوانتایل‌ها این ارتباط منفی ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، لزوم توجه به سیاست‌های توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر و نو و ارائه راهکارهایی جهت تأثیرگذاری بیش‌تر بر کاهش انتشار CO_2 در محیط‌زیست از اهمیت بالایی برخوردار است.

کلید واژه‌ها: انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی بادی، انرژی خورشیدی، انتشار کربن، رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل.

* نویسنده مسئول: سید محمدقائم ذبیحی

آدرس: دانشکده علوم اداری و اقتصاد، گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

ایمیل: smq.zabihi@mail.um.ac.ir.

شماره همراه: ۰۹۳۳۷۱۷۸۲۰۴

آماده انتشار (In Press)

طبقه‌بندی JEL: Q42, Q48, Q54.

۱. مقدمه

امروزه تغییرات آب‌وهوایی یک معضل جهانی بوده که از مرزهای ملّی فراتر رفته است (میائو و همکاران[۱]، ۲۰۱۹؛ کریکالِلی و آدبایو[۲]، ۲۰۲۱). ازاینرو، باور مشترک عمومی بر این است که علت اصلی تغییرات اقلیمی افزایش گازهای گلخانه‌ای[۳] به‌ویژه دی‌اکسیدکربن[۴] است که اکنون در بالاترین سطح تاریخی خود قرار گرفته است (رئوف و همکاران[۵]، ۲۰۲۰؛ آددوین و همکاران[۶]، ۲۰۲۰). همچنین پس از دهه ۱۹۹۰، انتشار کربن کشورهای تازه صنعتی‌شده از کشورهای توسعه‌یافته پیشی گرفت (شان و همکاران[۷]، ۲۰۲۱). پیامدهای شدید این موضوع، تصویب توافقنامه پاریس در سال ۲۰۱۵ را ضروری کرد که کشورهای سراسر جهان را ملزم می‌کرد تا نسبت به چالش‌های ناشی از تغییرات آب‌وهوایی هوشیارتر باشند.

انتشار کربن به طور اجتناب‌ناپذیری با مصرف انرژی مرتبط است؛ چرا که انرژی به‌عنوان پشتوانه اساسی برای توسعه جوامع مدرن قلمداد می‌شود. از این منظر، با توسعه اقتصاد جهانی و رشد جمعیت، تقاضا برای انرژی در جوامع انسانی به میزان قابل‌توجهی افزایش‌یافته است (خو و همکاران[۸]، ۲۰۱۹). در همین راستا، اقتصاد جهانی به سوخت‌های فسیلی جهت برآورده‌کردن نیازهای انرژی پایدار متکی بوده که این مهم منبع اصلی انتشار گازهای گلخانه‌ای است (کوئنگکان و همکاران[۹]، ۲۰۱۸). اگرچه منابع انرژی تجدیدناپذیر (سوخت‌های فسیلی) نقش مهمی در تسهیل رشد اقتصادی بیش‌تر کشورها، به‌ویژه کشورهای درحال‌توسعه دارند (مرشد و همکاران[۱۰]، ۲۰۲۲)، بااین‌حال، مصرف بیش از حد این منابع تأمین انرژی به‌تدریج ظرفیت تحمل محیط‌زیست را که بشر به آن وابسته است، کاهش داده و به‌طورجدی مانع توسعه پایدار اقتصادی در اکثر کشورهای جهان شده است (ظفر و همکاران[۱۱]، ۲۰۱۹؛ آددوین و همکاران، ۲۰۲۰). پیش‌بینی می‌شود که محتوای کربن موجود در ترکیب منابع انرژی‌های تجدیدناپذیر عامل ۶۸ درصد انتشار گازهای گلخانه‌ای باشد، درحالی‌که زغال‌سنگ و سایر سوخت‌های فسیلی ۳۲ درصد باقی‌مانده را تشکیل می‌دهند (آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر[۱۲]، ۲۰۱۹). بدین ترتیب، کاهش سوخت‌های رایج و به‌تبع آثار منفی زیست‌محیطی آن‌ها، جستجوی جهانی برای منابع انرژی جایگزین پایدار و سازگار با محیط‌زیست را ترویج می‌کند (ناتانیل[۱۳]، ۲۰۱۹؛ یورتکوران[۱۴]، ۲۰۲۱).

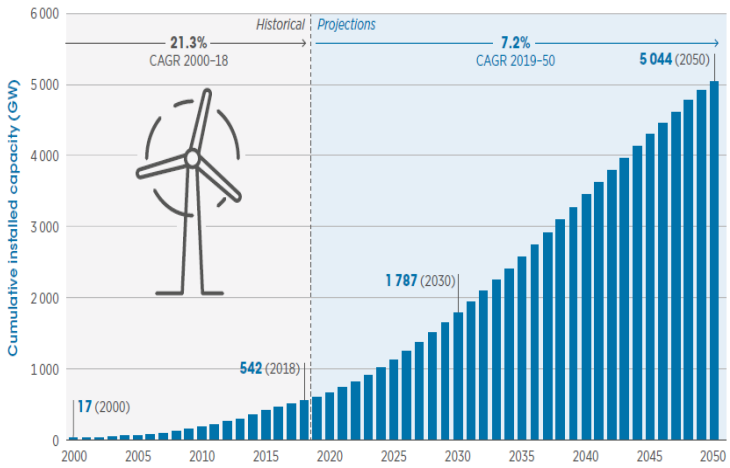
---

[1] Miao et al.
[2] Kirikkaleli and Adebayo
[3] Green House Gaes
[4] CO_2
[5] Rauf et al.
[6] Adedoyin et al.
[7] Shan et al.
[8] Xu et al.
[9] Koengkan et al.
[10] Murshed et al.
[11] Zafar et al.
[12] International Renewable Energy Agency, https://www.irena.org/publications/2019/Jul/Renewable-energy-statistics-2019.
[13] Nathaniel
[14] Yurtkuran

(In Press) آماده انتشار

نوآوری فناوری، تلاش‌ها را برای جایگزینی یک منبع انرژی جایگزین با منابع متعارف تحریک کرده است و راندمان دریافت انرژی از منابع تجدیدپذیر را افزایش داده است. بااین‌حال، انتظار می‌رود کل ظرفیت انرژی مبتنی بر انرژی‌های تجدیدپذیر جهان بین سال‌های ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۴؛ ۵۰ درصد رشد کند (آژانس بین‌المللی انرژی[1]، ۲۰۱۹) که می‌تواند منجر به کاهش اثرات تغییرات اقلیمی شود. همچنین تحت سناریوهای مختلف ارائه شده، منابع انرژی تجدیدپذیر می‌توانند نیمی از تقاضای انرژی جهان را تا سال ۲۰۵۰ تأمین کنند و درنتیجه از تخریب اکوسیستم توسط فعالیت‌های انسانی جلوگیری نمایند (آدبایو و کریکالِلی، ۲۰۲۱).

در این راستا، در میان تمام گزینه‌های فناوری کم‌کربن، انرژی‌های بادی و خورشیدی راه را برای دگرگونی بخش برق جهانی هدایت خواهند کرد. انرژی بادی واقع در ساحل[2] و فراساحلی[3] بیش از یک‌سوم (۳۵ درصد) کل برق موردنیاز جهانی را تولید می‌کنند و تا سال ۲۰۵۰ به منبع تولید مهمی تبدیل خواهند شد. چنین دگرگونی تنها با افزایش ظرفیت منصوبه انرژی بادی در طی سه دهه آینده امکان‌پذیر است. مطابق شکل ۱، این امر مستلزم افزایش ظرفیت تجمعی جهانی نیروگاه‌های بادی واقع در ساحل بیش از سه برابر تا سال ۲۰۳۰ (به ۱۷۸۷ گیگاوات) و ۹ برابر تا سال ۲۰۵۰ (به ۵۰۴۴ گیگاوات) در مقایسه با ظرفیت نصبشده در سال ۲۰۱۸ (۵۴۲ گیگاوات) است. همچنین برای نیروگاه‌های بادی فراساحلی، ظرفیت نصب شده تجمعی جهانی تا سال ۲۰۳۰ (به ۲۲۸ گیگاوات) و تا سال ۲۰۵۰ تقریباً ده برابر خواهد شد و مجموع این نیروگاه‌ها نزدیک به ۱۰۰۰ گیگاوات تا سال ۲۰۵۰ خواهد رسید (آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر، ۲۰۱۹).



شکل ۱: ظرفیت تجمعی جهانی نیروگاه‌های بادی واقع در ساحل (۲۰۰۰-۲۰۵۰)

مأخذ: آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر

[1] International Energy Agency (IEA), https://www.iea.org/reports/world-energy-outlook-2019.
[2] Onshore
[3] Offshore

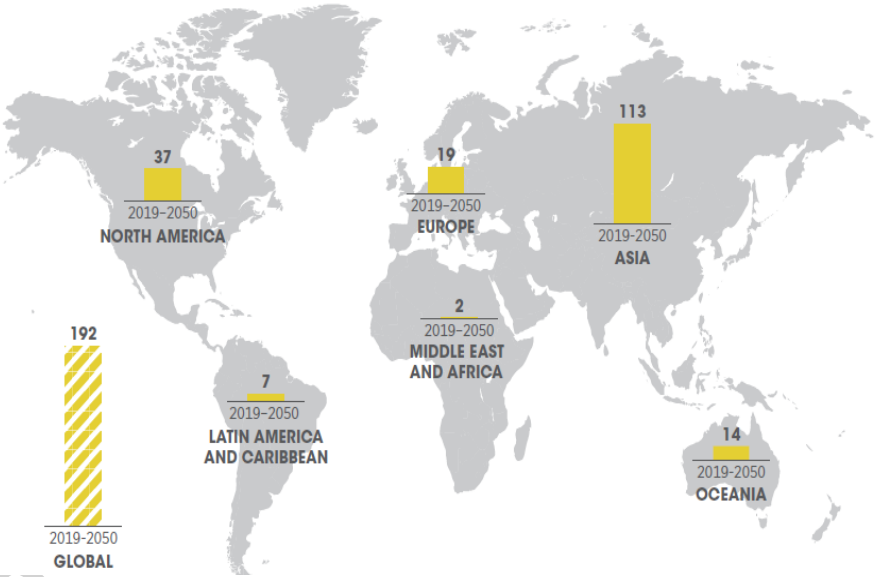
در کنار انرژی بادی، انرژی خورشیدی یک گزینه قابل‌دوام دیگر است؛ زیرا یک منبع انرژی پاک، تجدیدپذیر و به طور گسترده در دسترس است (هرِهر و کناوی[1]، ۲۰۲۰؛ ماگازینو و همکاران[2]، ۲۰۲۱). بااین‌حال، به دلیل تلاش‌های جهانی برای بهبود دسترسی پایدار به انرژی و امنیت عرضه انرژی و همچنین برای مبارزه با تغییرات آب‌وهوایی، انرژی خورشیدی به‌سرعت در حال تغییرات فزاینده است (عثمان و همکاران[3]، ۲۰۲۰). استقرار سریع انرژی فتوولتائیک خورشیدی به‌تنهایی می‌تواند منجر به کاهش قابل‌توجه انتشار ۴/۹ گیگا تن دی‌اکسیدکربن در سال ۲۰۵۰ شود که نشان‌دهنده ۲۱ درصد از کل پتانسیل کاهش انتشار در بخش انرژی است. تا سال ۲۰۵۰؛ خورشیدی فتوولتائیک دومین منبع تولید برق، پس از انرژی بادی خواهد بود و راه را برای دگرگونی بخش برق جهانی پیش می‌برد. شایان گفتن است، فتوولتائیک خورشیدی یک‌چهارم (۲۵ درصد) از کل نیاز برق جهان را تولید می‌کند و تا سال ۲۰۵۰ به یکی از منابع تولید مهم تبدیل می‌شود. چنین تغییر شکلی تنها با افزایش قابل‌توجه ظرفیت فتوولتائیک خورشیدی در سه دهه آینده امکان‌پذیر است. این امر مستلزم افزایش تقریباً شش برابری ظرفیت کل فتوولتائیک خورشیدی طی ده سال آینده است (از مجموع ۴۸۰ گیگاوات جهانی در سال ۲۰۱۸ به ۲۸۴۰ گیگاوات تا سال ۲۰۳۰ و به ۸۵۱۹ گیگاوات تا سال ۲۰۵۰؛ افزایش تقریباً هجده برابری نسبت به سال ۲۰۱۸) (آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر، ۲۰۱۹).

همچنین مطابق شکل ۲، در سطح منطقه‌ای انتظار می‌رود، منطقه آسیا موج نصب‌های ظرفیت فتوولتائیک خورشیدی را به حرکت درآورد و جزو رهبران جهان در انرژی فتوولتائیک خورشیدی باشد. آسیا (بیش‌تر چین) از نظر کل ظرفیت نصب شده، با سهمی بیش از ۵۰ درصد تا سال ۲۰۵۰، به تسلط بر بازار انرژی فتوولتائیک خورشیدی ادامه خواهد داد (آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر، ۲۰۱۹). همچنین در ادامه آمریکای شمالی، اروپا، اقیانوسیه، آمریکای لاتین، خاورمیانه و آفریقا در جایگاه‌های بعدی افزایش ظرفیت منصوبه انرژی خورشیدی در افق ۲۰۵۰ خواهند بود. بدین ترتیب، پژوهش حاضر تمرکز خود را به بررسی آثار مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف سرانه انرژی بادی و مصرف سرانه انرژی خورشیدی بر انتشار سرانه کربن در کشورهای گروه ۷[4] گذاشته است. این کشورها به‌عنوان اقتصادهای بزرگ و تأثیرگذار در سطح جهانی شناخته می‌شوند. همچنین، آن‌ها در تعیین سیاست‌های انرژی و محیط‌زیست جهانی نیز نقش مهمی دارند. تجربیات و نتایج بررسی در این کشورها می‌تواند به‌عنوان الگویی برای سایر کشورها عمل کند و در توسعه سیاست‌های سبز و کاهش انتشار سرانه کربن در سطح جهانی مؤثر باشد. همچنین، کشورهای گروه ۷ دارای منابع و تکنولوژی مناسبی در زمینه انرژی‌های تجدیدپذیر هستند که می‌تواند به گسترش استفاده از این منابع در سطح جهانی کمک کند.

[1] Hereher and Kenawy
[2] Magazzino et al.
[3] Usman et al.
[4] G7

آماده انتشار (In Press)

شایان گفتن است، اگرچه که ایشیک و همکاران[1] (۲۰۲۳) به مطالعه رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن در کشورهای بریکس و جی ۷ با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی پنل (ARDL)، برآوردگر میانگین گروه[2] (PMG) و اثرات همبسته مشترک[3] (CCE) پرداخته‌اند؛ یا سادورسکی[4] (۲۰۰۹) که به بررسی رابطه بین انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن در کشورهای جی ۷ با استفاده از مدل‌های (FMOLS) و (DOLS) پرداخته و یا همینطور وومیک و همکاران[5] (۲۰۲۳) که این ارتباط را با کمک تکنیک‌های رگرسیون کوانتایل و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[6] (GMM) بررسی کرده‌اند، اما ایده این پژوهش در راستای بررسی آثار مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر با تأکید بر مصرف سرانه انرژی‌های بادی و خورشیدی از بداعت بسیار بالایی برخوردار است. همچنین این پژوهش با روش‌شناسی تازه‌ای تحت عنوان رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل[7] به دنبال بررسی نتایج مربوطه خواهد بود. شایان گفتن است که تا زمان‌نگارش این پژوهش هیچ مطالعه داخلی مبنی بر استفاده از این روش‌شناسی یافت نشده است. بدین ترتیب، پژوهش حاضر دارای نوآوری‌های محسوسی در زمینه موضوعی، تکنیکی و جامعه موردمطالعه (دوره زمانی) است. ازاینرو، نتایج حاصله می‌توانند بسیار نوآور و حائز اهمیت باشند.



شکل ۲: ظرفیت فتوولتائیک خورشیدی در جهان

مأخذ: آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر

بدین ترتیب، هدف پژوهش حاضر ارائه یک ارزیابی دقیق از ارتباط بین مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر با تأکید بر مصرف سرانه انرژی‌های بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن‌دی‌اکسید در کشورهای گروه ۷ است. ازاینرو، در بخش دوم

[1] Işık et al.
[2] Pool mean group (PMG)
[3] Common correlated effects (CCE) estimator
[4] Sadorsky
[5] Voumik et al.
[6] Generalized method of moments (GMM)
[7] Quantile-on-quantile regression (QQR)

ادبیات پژوهش مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در بخش سوم روش‌شناسی مورداستفاده، در بخش چهارم به تحلیل نتایج به‌دست‌آمده از مدل‌سازی کوانتایل بر کوانتایل و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهند گشت.

۲. ادبیات پژوهش

بی‌شک سطح آلودگی منتشر شده در اتمسفر از ابتدای عصر صنعتی‌شدن به میزان قابل‌توجهی افزایش‌یافته است. متعاقباً، در چند دهه اخیر، تغییرات اقلیمی به‌عنوان مشکل اصلی زیست‌محیطی پیشروی جهان شناخته شده که یک پدیده مهم ناشی از تعاملات پیچیده بین دو پارامتر متمایز انرژی و محیط‌زیست است. انرژی برای تولید اقتصادی و درنتیجه رشد اقتصادی و توسعه جوامع بسیار ضروری است، اما منبع اصلی انتشار گازهای گلخانه‌ای نیز است. ضرورت کاهش انتشار کربن امروزه بیش از هر زمان دیگری حیاتی است. ازاینرو، انرژی‌های تجدیدپذیر یکی از مهم‌ترین پتانسیل‌های مقرون‌به‌صرفه برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای مرتبط با بخش انرژی هستند. افزایش عرضه انرژی‌های تجدیدپذیر امکان جایگزینی منابع انرژی کم‌کربن را فراهم می‌کند؛ اما سوخت‌های فسیلی همچنان نقشی اساسی در سیستم انرژی جهان دارند. در حال حاضر، تقریباً ۸۱ درصد از کل انرژی اولیه در جهان از سوخت‌های فسیلی به دست می‌آید که دراین‌بین، نفت ۳۱/۹ درصد، زغال‌سنگ ۲۷/۱ درصد و گاز طبیعی ۲۲/۱ درصد نقش دارند. در کمال ناباوری تنها ۱/۷ درصد از انرژی اولیه جهان از منابع انرژی زمین گرمایی، باد، خورشید یا سایر منابع انرژی جایگزین به دست می‌آید (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۹).

در این زمینه، چندین کشور به تأثیرات تغییرات اقلیمی توجه زیادی دارند و راه‌هایی را برای سازگاری با تأثیرات نامطلوب با توسعه استراتژی‌هایی باهدف یافتن راه‌حل‌هایی برای این مشکل در نظر می‌گیرند. تشویق به سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر و فناوری‌های کم‌کربن یک چالش کلیدی برای دستیابی به اهداف کاهش آلاینده خواهد بود، سرمایه‌گذاری اولیه در انرژی‌های تجدیدپذیر به مقدار اولیه قابل‌توجهی نیاز دارد (مارکز و فوئیناس[1]، ۲۰۱۲؛ اوکال و اصلان[2]، ۲۰۱۳) و هزینه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نسبتاً بالاتر از انرژی‌های تجدیدناپذیر است (آستاریز و ایگلسیاس[3]، ۲۰۱۵). بااین‌حال، در سال‌های اخیر پیشرفت‌هایی در فناوری‌های مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر وجود داشته است (روبین و همکاران[4]، ۲۰۱۵). علاوه بر این، هزینه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در طول سال‌های گذشته روبه‌کاهش بوده است (آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر، ۲۰۱۹) و فناوری‌های انرژی‌های تجدیدپذیر با افزایش سرمایه‌گذاری‌های تحقیق و توسعه (R&D) پیشرفت‌های قابل‌توجهی را تجربه نموده‌اند (شیلینگ و اسموندو[5]، ۲۰۰۹).

[1] Marques and Fuinhas
[2] Ocal and Aslan
[3] Astariz and Iglesias
[4] Rubin et al.
[5] Schilling and Esmundo

آماده انتشار (In Press)

افزایش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر دارای مزایای بالقوه بسیاری از جمله کاهش گرمایش زمین، تنوع منابع انرژی و کاهش وابستگی به بازار انرژی سوخت‌های فسیلی است. علاوه بر این، پروژه‌های انرژی‌های تجدیدپذیر امکان جایگزینی منابع انرژی فشرده کربن را می‌دهند. صنعت انرژی‌های تجدیدپذیر نیروی کار بیش‌تری دارد؛ بنابراین، افزایش عرضه انرژی‌های تجدیدپذیر پتانسیل تحریک اشتغال را از طریق ایجاد شغل در فناوری‌های انرژی سبز دارد. در میان انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی بادی و انرژی خورشیدی باعث کم‌ترین میزان انتشار کربن می‌شوند. به‌عبارت‌دیگر، انرژی‌های بادی و خورشیدی باعث آلودگی محیطی نمی‌شوند (حداقل به میزان انرژی‌های فسیلی نیست) و منابع انرژی سازگار با محیط‌زیست، پاک و بسیار قابل‌اعتماد هستند. همه این ویژگی‌ها، انرژی‌های بادی و خورشیدی را به یک منبع انرژی تبدیل می‌کنند که باید به‌جای سوخت‌های فسیلی استفاده شوند. انتخاب انرژی‌های بادی و خورشیدی که باعث حداقل انتشار کربن می‌شوند، مزایای اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی همراه با افزایش بهره‌وری انرژی و همچنین کاهش گرمایش زمین را به همراه خواهد داشت. در ادامه به بررسی پیشینه مطالعات تجربی بر اساس منطبق‌ترین مطالعات پرداخته شده است (جدول ۱).

جدول ۱: پیشینه مطالعات تجربی

هدف	نویسندگان (سال)	یافته‌ها
بررسی تأثیر منابع مالی سبز و انرژی‌های تجدیدپذیر بر شدت کربن در ۱۰ اقتصاد آسیایی با کمک مدل تأخیر توزیع‌شده خودرگرسیون پانل[2]	دو[1] (۲۰۲۳)	این مطالعه از مدل تأخیر توزیع‌شده خودرگرسیون پانل برای به‌دست‌آوردن تخمین‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در چندین چندک استفاده کرده است. برآوردهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مبین آن بوده که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تنها در بلندمدت در همه چندک‌ها تأثیر منفی و معنی‌داری بر شدت کربن داشته است.
بررسی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر، مصرف انرژی غیرقابل‌تجدید، انتشار کربن و رشد اقتصادی در چین، هند، بنگلادش، ژاپن، کره جنوبی و سنگاپور با استفاده از تکنیک‌های برآورد پانل میانگین افزایش‌یافته گروه (AMG) در بازه زمانی سالیانه ۱۹۷۵ تا ۲۰۲۰	ژانگ و همکاران[3] (۲۰۲۳)	مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، نیروی کار شاغل و تشکیل سرمایه به طور قابل‌توجهی به رشد اقتصادی در بلندمدت کمک می‌کنند. همچنین مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر به طور قابل‌توجهی باعث افزایش انتشار کربن و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به طور قابل‌توجهی باعث کاهش انتشار کربن در بلندمدت می‌شوند.
تحلیل رابطه بین مصرف انرژی بادی، مصرف انرژی زغال‌سنگ، جهانی‌شدن، رشد اقتصادی و انتشار کربن در گروه کشورهای منتخب با استفاده از تکنیک‌های برآورد پانل میانگین افزایش‌یافته گروه (AMG) در بازه زمانی	گونی و اوستونداغ[4] (۲۰۲۲)	باتوجه‌به برآورد ضرایب بلندمدت، مصرف انرژی بادی از نظر آماری تأثیر معنی‌دار و منفی بر انتشار کربن در بلندمدت دارد و از طرفی، متغیر جهانی‌شدن در بلندمدت تأثیر آماری معنادار و مثبتی بر انتشار کربن دارد.

[1] Du
[2] QARDL
[3] Zhang et al.
[4] Güney and Üstündağ

آماده انتشار (In Press)

سالیانه ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹		
تحلیل ارتباط بین مصرف انرژی خورشیدی و انتشار کربن در ده کشور مصرف‌کننده انرژی خورشیدی (استرالیا، آلمان، ژاپن، اسپانیا، ایتالیا، ایالات متحده آمریکا، کره جنوبی، بریتانیا، فرانسه و چین) با کمک روش کوانتایل بر کوانتایل در بازه زمانی سالیانه ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۸	یو و همکاران[1] (۲۰۲۲)	یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که مصرف انرژی خورشیدی انتشار کربن را در کمیت‌های مختلف برای همه کشورهای منتخب به جز فرانسه کاهش می‌دهد.
ارزیابی ارتباط بین انتشار کربن و انرژی‌های تجدیدپذیر، بازبودن تجارت و رشد اقتصادی در سوئد با کمک روش کوانتایل بر کوانتایل در بازه زمانی سالیانه ۱۹۶۵ تا ۲۰۱۹	آدبایو و همکاران (۲۰۲۲)	نتایج حاصل از مدل‌سازی نشان داد که در چندک‌های پایین و متوسط (۰/۱-۰/۶)، اثر بازبودن تجارت بر انتشار کربن منفی است. علاوه بر این، در چندک‌های پایین‌تر و بالاتر (۰/۱-۰/۹۰) ترکیب مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن، تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار کربن منفی است.
بررسی روابط بلندمدت بین انرژی خورشیدی، جهانی‌شدن، مصرف انرژی زغال‌سنگ، رشد اقتصادی و انتشار کربن برای ۲۶ کشور با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی (OLS FMOLS و CCEMG) در بازه زمانی سالیانه ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹	گونی و اینس[2] (۲۰۲۱)	بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، مصرف انرژی خورشیدی بر انتشار کربن تأثیر منفی می‌گذارد. به عبارتی، بین مصرف انرژی خورشیدی و انتشار کربن در بلندمدت رابطه علیت دوطرفه وجود دارد. همچنین جهانی‌شدن، تأثیر قابل‌توجهی بر انتشار کربن ندارد. بااین‌حال، مصرف انرژی زغال‌سنگ و رشد اقتصادی به نظر می‌رسد باعث افزایش انتشار کربن شود.
بررسی آثار مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و انرژی‌های تجدیدناپذیر به همراه رشد اقتصادی، آزادی تجارت و توسعه مالی بر انتشار کربن با بهره‌گیری از روش پنل (VAR) در کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[3] در بازه زمانی سالیانه ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴	عارفیان و همکاران (۲۰۱۹)	نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری میان افزایش انتشار کربن و مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر وجود دارد. حال‌آنکه رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، آزادی تجارت و توسعه مالی موجب کاهش انتشار کربن و بهبود شرایط زیست‌محیطی می‌شوند.
بررسی تأثیر مصرف انرژی‌های بادی بر انتشار کربن در کشورهای منتخب از جمله ایران با استفاده از الگوی داده‌های پانلی طی دوره زمانی سالیانه ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۶	فلاحی و حسین‌زاده (۲۰۱۹)	نتایج حاصله مبین آن است که رابطه منفی و معنی‌دار میان مصرف انرژی بادی و انتشار کربن، رابطه مثبت و معنی‌دار بین تولید ناخالص داخلی و انتشار کربن و رابطه منفی و معنی‌دار بین مجذور تولید ناخالص داخلی و انتشار کربن وجود دارد.
بررسی تأثیر نوآوری‌های فنی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی بر انتشار کربن در کشورهای منتخب آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر با استفاده از رویکرد ایستا و پویا برای دوره زمانی سالیانه	مسعودی و همکاران (۲۰۱۹)	نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که نوآوری‌های فنی و رشد اقتصادی تأثیر مثبتی بر انتشار کربن داشته؛ اما انرژی‌های تجدیدپذیر دارای اثری منفی بر انتشار کربن بوده است.

[1] Yu et al.
[2] Ince
[3] OECD

(In Press) آماده انتشار

۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶		
بررسی تأثیر مصرف انرژی بادی بر رشد اقتصادی و انتشار کربن در ۱۴ کشور منتخب آسیایی مصرف‌کننده انرژی بادی با استفاده از آزمون علیت گرنجر پانلی برای دوره زمانی سالیانه ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳	غفاری و همکاران (۲۰۱۵)	در این مطالعه با استفاده از آزمون علیت گرنجر پانلی رابطه کوتاه‌مدت میان متغیرها بررسی شده و با استفاده از مدل تصحیح خطا[1] وجود روابط بلندمدت بررسی گردیده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که انرژی بادی اثر مثبت طولانی‌مدت بر رشد اقتصادی دارد، درحالی‌که هیچ اثری بر انتشار کربن ندارد.
ارزیابی تأثیر برق تولیدی از انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار کربن در بین گروه کشورهای منتخب با بهره‌گیری از روش پانل دیتا[2] طی دوره زمانی سالیانه ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳	نیک‌اندیش و همکاران (۲۰۱۵)	نتایج حاصله نشان می‌دهد که توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در بخش تولید برق نقش قابل‌توجهی در کاهش انتشار کربن دارند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابراین، با درنظرداشتن مطالعات تجربی و پیشینه پژوهش مذکور، می‌توان به این نکته دست‌یافت که اگرچه تحقیقات پراکنده‌ای در مورد ارتباط بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن انجام شده است، اما کم‌تر مطالعه‌ای به بررسی تأثیر هم‌زمان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر با تأکید بر انرژی‌های بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن در کشورهای گروه ۷ با مدل‌سازی اقتصادسنجی رگرسیون پانل کوانتایل بر کوانتایل پرداخته‌اند. شایان گفتن است که اگرچه مطالعه ژانگ و همکاران (۲۰۲۳) به این موضوع پرداخته که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند با کاهش انتشار کربن مرتبط باشد؛ یا غفاری و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی بادی و انتشار کربن پرداخته‌اند؛ یا همین‌طور گونی و اینس (۲۰۲۱) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی خورشیدی و انتشار کربن پرداخته‌اند؛ اما هیچ‌گاه این سه متغیر را در کنار هم با مدل‌سازی اقتصادسنجی پانل کوانتایل بر کوانتایل بررسی نکرده‌اند. بدین ترتیب، پژوهش حاضر با استفاده از سه مدل مجزا برای متغیرهای مهم مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر و مصرف سرانه انرژی‌های بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن به کمک مدل پانل کوانتایل بر کوانتایل دارای نوآوری مختص به خود است. در بخش بعدی به‌تصریح مدل و متغیرهای مورداستفاده در پژوهش حاضر پرداخته شده است.

۳. روش پژوهش

رویکرد رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل یک رویکرد جدید برای تحلیل معادلات دومتغیره است. این رویکرد اولین‌بار توسط سیم و ژو[3] (۲۰۱۵) ارائه شد که ترکیبی از رگرسیون کمی معمولی[4] و تخمین ناپارامتریک[5] است و اطلاعات غنی‌تر و گسترده‌تری را در مقایسه با این روش‌های تخمین ارائه می‌دهد و کاستی‌های آن‌ها را نیز پوشش می‌دهد. رویکرد رگرسیون کوانتایل بر

[1] ECM
[2] Panel data method
[3] Sim and Zhou
[4] Quantile Regression (QR)
[5] Non-parametric estimation

(In Press) آماده انتشار

کوانتایل می‌تواند در یک محیط نامتقارن عملکرد خوبی داشته باشد، شکست‌های ساختاری را در نظر می‌گیرد و یک رابطه جامع بین چندک‌های پایین و بالای سری داده‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد؛ بنابراین، رویکرد رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل در مقایسه با سایر روش‌های مرسوم رگرسیونی، تصویر واقعی‌تری از تحلیل ارائه می‌کند (یو و همکاران، ۲۰۲۲).

رویکرد رگرسیون کمی معمولی به‌خودی‌خود شکلی توسعه‌یافته از مدل رگرسیون کلاسیک در نظر گرفته می‌شود؛ اما بسیار جامع‌تر است از این منظر که تأثیر یک متغیر مستقل را نه‌تنها بر مرکز متغیر وابسته بلکه در انتهای آن نیز مورد سنجش قرار می‌دهد. رویکرد رگرسیون کوانتایل معمولی قادر به یافتن وابستگی کامل بین متغیرها نیست، اگرچه ناهمگونی را در رابطه در نظر می‌گیرد، اما گاهی اوقات نقش عدم‌قطعیت را در تخمین ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته نادیده می‌گیرد. در نهایت، در این پژوهش از رویکرد کوانتایل بر کوانتایل برای بررسی رابطه جامع بین انتشار سرانه کربن و مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی بادی و خورشیدی استفاده شده است. این مدل اصلاحی بر روی رگرسیون کوانتایل مرسوم است که بر تأثیر چندک‌های یک متغیر مستقل بر چندک‌های مختلف متغیر وابسته تمرکز دارد؛ بنابراین، رویکرد کوانتایل بر کوانتایل، به‌جای تکنیک‌های سنتی[1] و رگرسیون کمی معمولی، می‌تواند به درک رابطه اساسی و تجزیه‌وتحلیل‌های قوی‌تر کمک کند (یو و همکاران، ۲۰۲۲).

بدین ترتیب، مطابق رابطه ۱، مدل پایه را می‌توان با مدل زیر از رگرسیون چندک ناپارامتریک تشکیل داد:

$$Co_{2t} = \beta^{\theta}(PRE_t) + \beta^{\theta}(PCW_t) + \beta^{\theta}(PCS_t) + {\mu_t}^{\theta} \qquad (۱)$$

در رابطه ۱، CO_2 نشان‌دهنده انتشار سرانه کربن[2] است. همچنین PRE مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر[3]، PCW مصرف سرانه انرژی بادی[4] و PCS مصرف سرانه انرژی خورشیدی[5] هستند. θ نشان‌دهنده θ ام توزیع مشروط انتشار سرانه کربن است. μ^{θ} عبارت خطای کوانتایلی است و کمیک شرطی θ آن صفر است. ازآنجایی‌که در مورد ارتباط بین PRE، PCW، PCS و CO_2 در فرایند مدل‌سازی دانش قبلی وجود ندارد، بنابراین β^{θ} (.) یک تابع ناشناخته فرض می‌شود. براین‌اساس، برای بررسی رابطه ۱، از رگرسیون خطی برای مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، بادی و خورشیدی به‌صورت زیر استفاده می‌شود (رابطه ۲):

$$\begin{aligned}
&\beta^{\theta}(PRE_t) = \beta^{\theta}(PRE_{\tau}) + \beta'^{\theta}(PRE_{\tau})(PRE_t - PRE_{\tau}) \\
&\beta^{\theta}(PCW_t) = \beta^{\theta}(PCW_{\tau}) + \beta'^{\theta}(PCW_{\tau})(PCW_t - PCW_{\tau}) \\
&\beta^{\theta}(PCS_t) = \beta^{\theta}(PCS_{\tau}) + \beta'^{\theta}(PCS_{\tau})(PCS_t - PCS_{\tau})
\end{aligned} \qquad (۲)$$

[1] OLS
[2] Carbon emissions per capita
[3] Per capita consumption of renewable energy
[4] Per capita consumption of wind energy
[5] Per capita consumption of solar energy

آماده انتشار (In Press)

در رابطه ۲، β'^{θ} مشتق جزئی β^{θ} (PRE)، β^{θ} (PCW) و β^{θ} (PCS) را باتوجه‌به PRE، PCW و PCS نشان می‌دهد که به‌عنوان اثر جزئی تعریف شده است. β^{θ} (PRE_{τ})، β^{θ} (PCW_{τ})، β^{θ} (PCS_{τ})، β'^{θ} (PRE_{τ})، β'^{θ} (PCW_{τ}) و β'^{θ} (PCS_{τ}) در رابطه ۲ توابعی از θ و τ هستند. بدین ترتیب، مطابق رابطه ۳، شکل اصلاح شده رابطه ۲ را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$\begin{aligned}\beta^{\theta}(PRE_t) &= \beta_0^{\theta}(\theta,\tau) + \beta_1^{\theta}(\theta,\tau)(PRE_t - PRE_{\tau})\\ \beta^{\theta}(PCW_t) &= \beta_0^{\theta}(\theta,\tau) + \beta_1^{\theta}(\theta,\tau)(PCW_t - PCW_{\tau})\\ \beta^{\theta}(PCS_t) &= \beta_0^{\theta}(\theta,\tau) + \beta_1^{\theta}(\theta,\tau)(PCS_t - PCS_{\tau})\end{aligned} \qquad (۳)$$

حال با جایگزینی رابطه ۳ در رابطه ۱، رابطه ۴ برای روش کوانتایل بر کوانتایل به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned}Co_2 &= \beta_0(\theta,\tau) + \beta_1(\theta,\tau)(PRE_t - PRE_{\tau})/* + \varepsilon_t^{\theta}\\ Co_2 &= \beta_0(\theta,\tau) + \beta_1(\theta,\tau)(PCW_t - PCW_{\tau})/* + \varepsilon_t^{\theta}\\ Co_2 &= \beta_0(\theta,\tau) + \beta_1(\theta,\tau)(PCS_t - PCS_{\tau})/* + \varepsilon_t^{\theta}\end{aligned} \qquad (۴)$$

رابطه ۴، شکل عملکردی تکنیک QQ را نشان می‌دهد. قسمت (*) کوانتایل مشروط Q را نشان می‌دهد. β_0 و β_1 پارامترهایی هستند که به‌صورت مضاعف در θ و τ نمایه می‌شوند و ارتباط کمی بین PRE، PCW، PCS و CO_2 را تعریف می‌کنند. مقادیر β_0 و β_1 ممکن است بسته به مقادیر چندک متغیرهای وابسته و مستقل متفاوت باشند (یو و همکاران، ۲۰۲۲).

بدین ترتیب، به‌منظور بررسی نحوه اثرگذاری مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف سرانه انرژی‌های بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن مبتنی بر ادبیات نظری مدل اقتصادسنجی به‌قرار رابطه ۵ تصریح شده است:

$$Co_{2t} = \beta_0 + \beta_1(PRE_t) + \beta_2(PCW_t) + \beta_3(PCS_t) + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در رابطه ۵، CO_2 معرف انتشار سرانه کربن، PRE معرف مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، PCW معرف مصرف سرانه انرژی بادی، PCS معرف مصرف سرانه انرژی خورشیدی و ε جزء خطای مدل است. در جدول ۲ به تعریف متغیرهای مورداستفاده و نیز منبع هر کدام پرداخته شده است.

جدول ۲: متغیرهای مورداستفاده در مدل معرفی شده[۱]

متغیر	نام اختصاری	توضیح	نوع	انتظار از رابطه	منبع

[۱] در پژوهش حاضر متغیرهای در نظر گرفته شده به صورت سرانه وارد مدل‌سازی شده‌اند. این مهم به دلیل آن بوده است که شاخص‌های اقتصادی به صورت سرانه، به‌عنوان معیارهای مستقیم رفاه اقتصادی رفتار می‌کنند. همچنین در جریان مطالعه حاضر از تمام متغیرهای مورد بررسی لگاریتم‌گیری شده است؛ چرا که لگاریتم‌گیری موجب کاهش چولگی مثبت داده‌ها شده، از سویی دیگر، اثر داده‌های پرت را کم کرده و همچنین به برقراری فروض کلاسیک کمک می‌کند.

آماده انتشار (In Press)

انتشار سرانه کربن	LCO_2	ترکیب کربن (مانند دی‌اکسیدکربن) اغلب از طریق فعالیت‌های انسانی مانند سوزاندن سوخت‌های فسیلی (از قبیل: نفت، زغال‌سنگ یا گاز و غیره) در جو منتشر می‌شود. بدین ترتیب، در پژوهش حاضر از متغیر مهم انتشار کربن‌دی‌اکسید استفاده شده است.	متغیر وابسته		پایگاه جهان ما درداده[1]
مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر	LPRE	انرژی‌های تجدیدپذیر مجموع انرژی حاصل از انرژی آبی، بادی، خورشید، زمین گرمایی، موج و جزرومد و انرژی زیست‌توده است و سوخت‌های زیستی سنتی را شامل نمی‌شوند. سرانه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر حسب کیلووات‌ساعت ارائه می‌گردد.	متغیر مستقل	+/-	پایگاه جهان ما درداده
مصرف سرانه انرژی بادی	LPCW	در طول تاریخ، انرژی باد توسط بادبان‌ها، آسیاب‌های بادی و پمپ‌های بادی استفاده می‌شد، اما امروزه بیش‌تر برای تولید برق استفاده می‌شود و به‌صورت سرانه کیلووات‌ساعت اندازه‌گیری می‌شود.	متغیر مستقل	+/-	پایگاه جهان ما درداده
مصرف سرانه انرژی خورشیدی	LPCS	انرژی خورشیدی، نور و گرمای تابشی از خورشید است که با استفاده از طیف وسیعی از فناوری‌ها مانند انرژی خورشیدی فتوولتائیک (PV) و غیره به‌صورت سرانه کیلووات‌ساعت محاسبه می‌شود.	متغیر مستقل	+/-	پایگاه جهان ما درداده

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول ۲ تشریح متغیرهای مورداستفاده در پژوهش حاضر به‌قرار ذیل است:

- **مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر:** انرژی‌های تجدیدپذیر باعث کاهش انتشار کربن در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شوند. مطالعات نشان می‌دهند که انرژی‌های تجدیدپذیر بالاتر یک استراتژی قابل‌دوام برای پرداختن به امنیت انرژی و کاهش انتشار کربن برای حفاظت از محیط‌زیست می‌باشند. بدین ترتیب، تأثیر رشد مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد انتشار سرانه کربن منفی و معنادار است (ژانگ و همکاران، ۲۰۲۳؛ هائو[2]، ۲۰۲۲).

- **مصرف سرانه انرژی بادی:** انرژی بادی یک گزینه پایدار برای دستیابی به انرژی‌های تجدیدپذیر ارائه می‌دهد. مشخص شده است که در سال ۲۰۱۷، استفاده از منابع بادی از انتشار حداقل ۶۰۰ و تا ۱۱۰۰ میلیون تن کربن جلوگیری کرده است. همچنین، در صورت تداوم نرخ فعلی توسعه انرژی بادی، از ۳۱۰۰ میلیون تن انتشار کربن تا سال ۲۰۳۰ اجتناب خواهد شد (یوسفی و همکاران، ۲۰۱۹). بدین ترتیب، باتوجه‌به مطالعات صورت‌گرفته، مصرف سرانه انرژی بادی از نظر آماری تأثیر معنی‌دار و منفی بر انتشار سرانه کربن در بلندمدت دارد و این یافته‌ها اهمیت مصرف انرژی باد را در کاهش انتشار سرانه کربن نشان می‌دهد (گونی و اوستونداغ، ۲۰۲۲).

- **مصرف سرانه انرژی خورشیدی:** انتشار گازهای گلخانه‌ای از منابع تجدیدپذیر همچون انرژی خورشیدی به طور قابل‌توجهی کم‌تر از انتشار گازطبیعی و زغال‌سنگ است. انرژی خورشیدی سطح کربن را کاهش می‌دهد. در صورت افزایش

[1] انتشارات تحقیقاتی در مورد جهان ما درداده (ourworldindata.org)، به بسیاری از مشکلات جهانی در بهداشت، آموزش، خشونت، قدرت سیاسی، حقوق بشر، جنگ، فقر، نابرابری، انرژی، گرسنگی و تأثیرات زیست‌محیطی بشریت اختصاص دارد. بدین ترتیب، امروزه این پایگاه به یک مرجع معتبر و مهم در زمینه دریافت اطلاعات و داده‌های آماری تبدیل شده است.

[2] Hao

(In Press) آماده انتشار

انرژی خورشیدی باتوجه‌به ضرایب بلندمدت، سطح کربن کشورها تحت‌تأثیر منفی قرار می‌گیرد؛ بنابراین، توصیه می‌شود کشورهایی که مایل به کاهش سطح کربن هستند، به انرژی خورشیدی که پتانسیل تولید انرژی گسترده‌ای به‌عنوان منبع انرژی دارد، توجه کنند (گونی و اینس، ۲۰۲۱).

۴. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

به‌منظور بررسی نقش مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف سرانه انرژی بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن در کشورهای منتخب گروه ۷ در بازه زمانی سالانه ۱۹۹۰ الی ۲۰۲۱، به بررسی آزمون توصیفی، بررسی مانایی متغیرها، آزمون تشخیصی (آزمون خودهمبستگی جزء اخلال)، آزمون همبستگی، آزمون هم انباشتگی جوهانسن[1]، آزمون نرمال بودن متغیر وابسته (انتشار سرانه کربن) و در انتها به تخمین مدل کوانتایل بر کوانتایل پرداخته شده است. شایان گفتن است که تحلیل‌های صورت‌گرفته در بستر نرم‌افزارهای Eviews12 و Matlab2022 انجام شده است. نتایج به‌دست‌آمده در ادامه و به تفکیک توضیح داده شده است.

۴-۱. نتایج آمار توصیفی و آزمون مانایی

بر اساس اطلاعات موجود در جدول ۳، با درنظرگرفتن تعداد کم کشورهای موردمطالعه، تصمیم گرفته شده است که نمودارهای مربوط به هر یک از متغیرها در این گزارش قرار نگرفته و تنها به گزارش آمار توصیفی آن‌ها پرداخته شود.

جدول ۳: توصیف متغیرهای پژوهش

نام متغیرها	کشور	میانگین	میانه	بیش‌ترین	کم‌ترین	انحراف استاندارد
CO_2	فرانسه	۶/۲۳۱	۶/۶۷۲	۷/۳۸۵	۴/۳۴۲	۰/۸۶۴
	آلمان	۱۰/۵۷۳	۱۰/۷۴۱	۱۳/۲۵۴	۷/۶۷۲	۱/۲۴۵
	ایتالیا	۷/۳۱۳	۷/۷۳۰	۸/۶۶۸	۵/۰۸۰	۱/۰۹۳
	ژاپن	۹/۶۴۰	۹/۸۱۱	۱۰/۳۰۳	۸/۳۲۱	۰/۴۷۷
	کانادا	۱۶/۷۲۶	۱۶/۵۱۹	۱۸/۴۶۹	۱۴/۱۱۶	۱/۱۰۶
	انگلیس	۸/۴۳۹	۹/۳۸۹	۱۰/۶۲۴	۴/۸۶۵	۱/۷۷۳
	آمریکا	۱۸/۸۹۰	۲۰/۲۳۶	۲۱/۳۰۴	۱۴/۰۳۷	۲/۱۸۷
PRE	فرانسه	۳۸۹۸/۸۶۵	۳۷۵۸/۹۸۸	۵۵۸۰/۷۵۴	۲۷۹۵/۱۸۴	۷۵۱/۸۱۰
	آلمان	۳۵۸۱/۳۳۲	۲۷۷۸/۵۶۰	۸۷۳۰/۲۱۳	۶۵۱/۴۹۲	۲۷۵۹/۵۶۹
	ایتالیا	۳۴۸۰/۶۳۹	۲۷۰۱/۱۵۵	۵۷۶۶/۹۳۷	۱۸۱۱/۸۵۸	۱۳۴۸/۶۹۳
	ژاپن	۲۷۳۳/۹۸۴	۲۴۸۶/۵۳۲	۴۷۳۱/۸۳۲	۱۸۵۹/۲۵۷	۶۸۷/۷۲۱
	کانادا	۳۲۸۹۴/۶۸	۳۲۸۰۴/۶۴	۳۶۲۴۹/۳۶	۳۰۴۶۲/۴۸	۱۳۶۴/۲۱۶
	انگلیس	۱۷۵۶/۲۷۸	۹۰۰/۵۹۸	۵۸۷۷/۸۳۲	۲۷۲/۵۷۱	۱۷۹۲/۰۳۹
	آمریکا	۴۹۸۰/۸۱۳	۴۳۵۳/۲۳۱	۸۰۸۹/۱۲۰	۳۱۰۵/۶۵۳	۱۳۵۴/۰۱۸
PCW	فرانسه	۳۹۳/۸۰۹	۷۳/۷۱۹	۱۶۱۹/۰۲۱	۰/۰۱۴	۵۱۰/۹۱۳

[1] Johansen cointegration test

نام متغیرها	کشور	میانگین	میانه	بیش‌ترین	کم‌ترین	انحراف استاندارد
	آلمان	۱۳۱۸/۲۸۹	۱۰۳۸/۶۱۰	۴۱۶۳/۴۷۴	۲/۶۴۵	۱۳۰۴/۰۴۷
	ایتالیا	۳۰۸/۳۷۴	۱۲۹/۹۷۷	۹۲۴/۳۶۹	۰/۰۹۹	۳۳۶/۱۸۶
	ژاپن	۵۶/۸۲۶	۴۵/۱۴۵	۱۷۳/۲۳۵	۰/۰۰۰	۵۷/۰۳۴
	کانادا	۶۹۵/۱۴۵	۱۷۷/۸۱۲	۲۴۷۹/۰۴۷	۰/۲۰۲	۹۲۱/۳۱۸
	انگلیس	۶۸۱/۶۷۲	۱۶۸/۱۵۹	۲۹۶۱/۳۵۰	۰/۴۶۳	۹۱۳/۰۹۵
	آمریکا	۷۷۰/۹۱۸	۲۱۴/۲۴۳	۲۹۶۶/۲۳۷	۳۲/۷۶۳	۹۲۴/۲۸۰
PCS	فرانسه	۱۲۰/۳۲۱	۰/۵۲۶	۶۱۸/۶۱۸	۰/۰۰۰	۱۸۹/۷۰۶
	آلمان	۴۵۳/۷۵۹	۶۲/۷۵۴	۱۵۵۹/۹۷۱	۰/۰۰۰	۵۹۱/۸۹۰
	ایتالیا	۳۳۸/۲۲۷	۱/۶۱۴	۱۱۰۵/۹۸۶	۰/۲۰۸	۴۷۵/۴۶۰
	ژاپن	۳۲۸/۵۷۰	۴۰/۴۵۹	۱۹۴۰/۳۴۶	۰/۰۲۳	۵۵۵/۲۴۷
	کانادا	۷۶/۰۱۴	۲/۱۰۴	۳۵۴/۳۲۸	۰/۰۰۰	۱۱۸/۶۵۴
	انگلیس	۱۰۹/۳۲۰	۰/۴۴۷	۵۰۵/۳۱۷	۰/۰۰۰	۱۹۰/۰۷۰
	آمریکا	۱۸۷/۷۵۳	۷/۵۲۴	۱۲۸۹/۵۷۹	۴/۴۱۹	۳۴۴/۹۱۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین می‌توان به این مهم دست یافت که میانگین انتشار سرانه کربن ۱۱/۱۱۶ در طول سال‌های مورد بررسی در این پژوهش بوده است که در بین کشورهای گروه ۷، میانگین کشورهای کانادا و آمریکا بالاتر از میانگین کل بوده است، همچنین میانگین کشورهای فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن و انگلیس کم‌تر از میانگین کل بوده است. میانگین مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای گروه ۷، ۳۴۰۵/۳۱۸ می‌باشد، میانگین کشورهای فرانسه، آلمان، ایتالیا، کانادا و آمریکا بالاتر از میانگین کل بوده است، همچنین میانگین کشورهای ژاپن و انگلیس کم‌تر از میانگین کل بوده است. همینطور میانگین مصرف سرانه انرژی بادی در این کشورها ۶۰۳/۵۷۶ بوده است که در بین کشورهای فوق، میانگین کشورهای آلمان، کانادا، انگلیس و آمریکا بالاتر از میانگین کل بوده و همچنین میانگین کشورهای فرانسه، ایتالیا و ژاپن کم‌تر از میانگین کل بوده است. همچنین میانگین مصرف سرانه انرژی خورشیدی در کشورهای فوق ۲۳۰/۵۶۶ بوده است، میانگین کشورهای آلمان، ایتالیا و ژاپن بالاتر از میانگین کل بوده و همچنین میانگین کشورهای فرانسه، کانادا، انگلیس و آمریکا کم‌تر از میانگین کل بوده است.

همچنین یکی از آزمون‌های مهم در مدل‌سازی اقتصادسنجی بررسی مانایی (آزمون ریشه واحد) است. بدین ترتیب، در این بخش از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] استفاده شده است. در جدول ۴ آزمون دیکی فولر برای متغیرهای مورد سنجش و کشورهای موردمطالعه به تفکیک درج شده است و برای مانایی برخی متغیرها در بعضی کشورها بایستی تفاضل مرتبه اول و دوم گرفته می‌شد که این عملیات اجرا شده و ارزش احتمال و مقدار آماره t درج گشته است.

جدول ۴: نتایج آزمون مانایی

نام متغیرها	کشور	مقدار آماره T	ارزش احتمال	درجه مانایی

[1] Augmented Dicky Fuller (ADF)

آماده انتشار (In Press)

نام متغیرها	کشور	مقدار آماره T	ارزش احتمال	درجه مانایی
LCO_2	فرانسه	- ۲/۶۱۸	۰/۰۱۰	I (0)
	آلمان	- ۲/۵۹۹	۰/۰۱۱	I (0)
	ایتالیا	- ۴/۸۷۹	۰/۰۰۰	I (1)
	ژاپن	- ۴/۴۴۸	۰/۰۰۱	I (1)
	کانادا	- ۵/۴۲۱	۰/۰۰۰	I (1)
	انگلیس	- ۲/۹۵۴	۰/۰۰۴	I (0)
	آمریکا	- ۵/۱۶۹	۰/۰۰۰	I (1)
LPRE	فرانسه	- ۷/۴۹۶	۰/۰۰۰	I (1)
	آلمان	- ۵/۶۴۱	۰/۰۰۰	I (1)
	ایتالیا	- ۶/۱۴۲	۰/۰۰۰	I (1)
	ژاپن	- ۸/۴۶۱	۰/۰۰۰	I (1)
	کانادا	- ۳/۸۷۱	۰/۰۲۵	I (0)
	انگلیس	- ۶/۳۵۰	۰/۰۰۰	I (1)
	آمریکا	- ۵/۵۷۰	۰/۰۰۰	I (1)
LPCW	فرانسه	- ۶/۱۳۳	۰/۰۰۰	I (2)
	آلمان	- ۷/۳۹۰	۰/۰۰۰	I (0)
	ایتالیا	- ۴/۶۵۲	۰/۰۰۶	I (1)
	ژاپن	- ۵/۵۰۰	۰/۰۰۰	I (2)
	کانادا	- ۵/۳۳۴	۰/۰۰۰	I (1)
	انگلیس	- ۳/۳۸۲	۰/۰۲۰	I (1)
	آمریکا	- ۳/۵۳۹	۰/۰۱۳	I (1)
LPCS	فرانسه	- ۲/۳۷۱	۰/۰۱۹	I (1)
	آلمان	- ۳/۲۸۲	۰/۰۲۴	I (1)
	ایتالیا	- ۱/۹۹۲	۰/۰۴۵	I (1)
	ژاپن	- ۳/۳۵۴	۰/۰۲۲	I (1)
	کانادا	- ۶/۳۸۲	۰/۰۰۰	I (2)
	انگلیس	- ۲/۱۳۱	۰/۰۳۳	I (1)
	آمریکا	- ۷/۷۰۶	۰/۰۰۰	I (2)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۴. نتایج برآورد آزمون‌های استنباطی

بر اساس اطلاعات مندرج در جدول ۵، نتایج آزمون تشخیصی (خودهمبستگی جزء اخلال) گزارش شده است. در تخمین (LCO_2, LPRE)، نتایج آزمون خودهمبستگی، نشان‌دهنده خودهمبستگی است؛ زیرا مقدار ارزش احتمال کوچک‌تر از مقدار بحرانی (۰/۰۵) می‌باشد و درنتیجه فرضیه صفر که نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی است، رد می‌شود. در تخمین (LCO_2, LPCW)، نتایج آزمون خودهمبستگی، نشان‌دهنده خودهمبستگی است؛ زیرا مقدار ارزش احتمال کوچک‌تر از مقدار بحرانی (۰/۰۵) می‌باشد و درنتیجه فرضیه صفر که نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی است، رد می‌شود. در تخمین (LCO_2, LPCS)،

(In Press) آماده انتشار

نتایج آزمون خودهمبستگی، نشان‌دهنده خودهمبستگی است برای همه کشورها به جز آمریکا؛ زیرا مقدار ارزش احتمال کوچک‌تر از مقدار بحرانی (۰/۰۵) می‌باشد و درنتیجه فرضیه صفر که نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی است، رد می‌شود. همچنین بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در قالب جدول ۵، هر چقدر ضریب همبستگی به سمت صفر نزدیک می‌شود، همبستگی بین دو متغیر ضعیف‌تر می‌شود و هرچقدر به سمت یک (از نظر قدرمطلق) می‌رود، همبستگی بین دو متغیر شدیدتر می‌شود. نتایج حاصله نشان می‌دهد که در تخمین (LCO_2, LPRE)، این ضریب برای همه کشورها به جز ژاپن و کانادا به سمت یک نزدیک می‌شود و درنتیجه همبستگی بالا بین دو متغیر ذکرشده برقرار است. در تخمین (LCO_2, LPCW)، مقدار این ضریب برای کشورهای فرانسه، آلمان، انگلیس و آمریکا به یک نزدیک است؛ اما برای کشورهای ایتالیا، ژاپن و کانادا این ضریب به سمت صفر نزدیک‌تر است که نشان‌دهنده همبستگی ضعیف بین متغیرهای ذکرشده است. در تخمین (LCO_2, LPCS)، مقدار این ضریب برای همه کشورها به جز ژاپن و کانادا به سمت یک نزدیک‌تر است که نشان‌دهنده همبستگی بالا بین متغیرهای ذکرشده است. همچنین بر اساس نتایج آزمون هم انباشتگی جوهانسن؛ در تخمین (LCO_2, LPRE)، چون مقدار ارزش احتمال برای همه کشورها بیش‌تر از مقدار بحرانی (۰/۰۵) می‌باشد، پس فرضیه صفر (نبود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای پژوهش) تأیید می‌شود و درنتیجه متغیرها رابطه بلندمدت ندارند. در تخمین (LCO_2, LPCW)، چون مقدار ارزش احتمال برای کشورهای آلمان، کانادا، انگلیس و آمریکا کم‌تر از مقدار بحرانی (۰/۰۵) است؛ بدین ترتیب، فرضیه صفر (نبود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای پژوهش) رد می‌شود و متغیرهای فوق دارای ارتباط بلندمدت هستند. در تخمین (LCO_2, LPCS)، چون مقدار ارزش احتمال برای کشورهای فرانسه، انگلیس و آمریکا کم‌تر از مقدار بحرانی (۰/۰۵) است، درنتیجه فرضیه صفر (نبود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای پژوهش) رد می‌شود و بنابراین، متغیرهای ذکرشده دارای ارتباط بلندمدت می‌باشند.

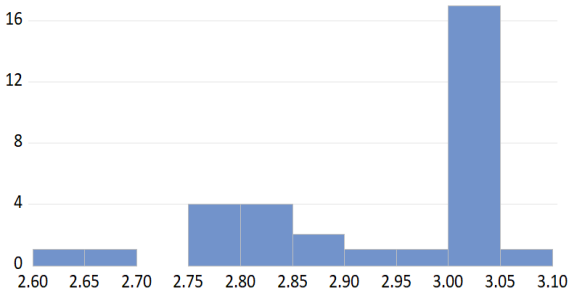
جدول ۵: نتایج آزمون خودهمبستگی جزء اخلال، همبستگی و هم انباشتگی جوهانسن

		آزمون خودهمبستگی		همبستگی	هم انباشتگی جوهانسن	
نوع تخمین	کشورها	آزمون بروش پاگان	ارزش احتمال	ضرایب	مقدار بحرانی	ارزش احتمال
LCO_2, LPRE	فرانسه	۶/۴۹۸	*۰/۰۰۴	- ۰/۸۳۶	۱۵/۴۹۴	۰/۴۱۵
	آلمان	۱۵/۱۰۹	*۰/۰۰۰	- ۰/۹۰۴	۱۵/۴۹۴	۰/۸۵۳
	ایتالیا	۱۶/۱۱۵	*۰/۰۰۰	- ۰/۹۰۸	۱۵/۴۹۴	۰/۳۴۲
	ژاپن	۱۱/۹۱۷	*۰/۰۰۰	- ۰/۶۹۲	۱۵/۴۹۴	۰/۰۹۸
	کانادا	۲۴/۰۳۱	*۰/۰۰۰	۰/۵۰۴	۱۵/۴۹۴	۰/۱۳۳
	انگلیس	۳۷/۲۲۴	*۰/۰۰۰	- ۰/۹۶۰	۱۵/۴۹۴	۰/۰۵۴
	آمریکا	۳/۶۷۷	*۰/۰۳۸	- ۰/۹۳۴	۱۵/۴۹۴	۰/۰۹۰
LCO_2, LPCW	فرانسه	۳۴/۶۷۳	*۰/۰۰۰	- ۰/۸۸۰	۱۵/۴۹۴	۰/۱۶۲
	آلمان	۳۴/۵۹۴	*۰/۰۰۰	- ۰/۸۵۹	۱۵/۴۹۴	*۰/۰۰۰
	ایتالیا	۸۹/۲۷۱	*۰/۰۰۰	- ۰/۶۰۹	۱۵/۴۹۴	۰/۵۲۱
	ژاپن	۲۸/۸۳۸	*۰/۰۰۰	- ۰/۲۵۶	۱۵/۴۹۴	۰/۴۵۷
	کانادا	۳۷/۸۴۲	*۰/۰۰۰	- ۰/۵۰۶	۱۵/۴۹۴	*۰/۰۳۵
	انگلیس	۴۸/۷۳۵	*۰/۰۰۰	- ۰/۸۹۰	۱۵/۴۹۴	*۰/۰۲۴

		آزمون خودهمبستگی		همبستگی	هم انباشتگی جوهانسن	
نوع تخمین	کشورها	آزمون بروش پاگان	ارزش احتمال	ضرایب	مقدار بحرانی	ارزش احتمال
	آمریکا	۲۴/۵۴۳	۰/۰۰۰*	- ۰/۹۰۹	۱۵/۴۹۴	۰/۰۰۵*
LCO_2, LPCS	فرانسه	۴/۳۲۲	۰/۰۲۳*	- ۰/۹۶۱	۱۵/۴۹۴	۰/۰۰۲*
	آلمان	۱۷/۲۵۷	۰/۰۰۰*	- ۰/۸۶۵	۱۵/۴۹۴	۰/۹۷۶
	ایتالیا	۱۹/۹۹۸	۰/۰۰۰*	- ۰/۹۱۷	۱۵/۴۹۴	۰/۴۵۹
	ژاپن	۲۳/۹۴۵	۰/۰۰۰*	- ۰/۴۱۸	۱۵/۴۹۴	۰/۲۸۰
	کانادا	۲۳/۳۱۷	۰/۰۰۰*	- ۰/۷۳۱	۱۵/۴۹۴	۰/۳۰۴
	انگلیس	۱۶/۴۰۶	۰/۰۰۰*	- ۰/۹۵۶	۱۵/۴۹۴	۰/۰۱۵*
	آمریکا	۲/۹۴۹	۰/۰۶۸	- ۰/۹۶۹	۱۵/۴۹۴	۰/۰۴۷*

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علامت ستاره نشان‌دهنده معناداری در سطح (۰/۰۵) است).

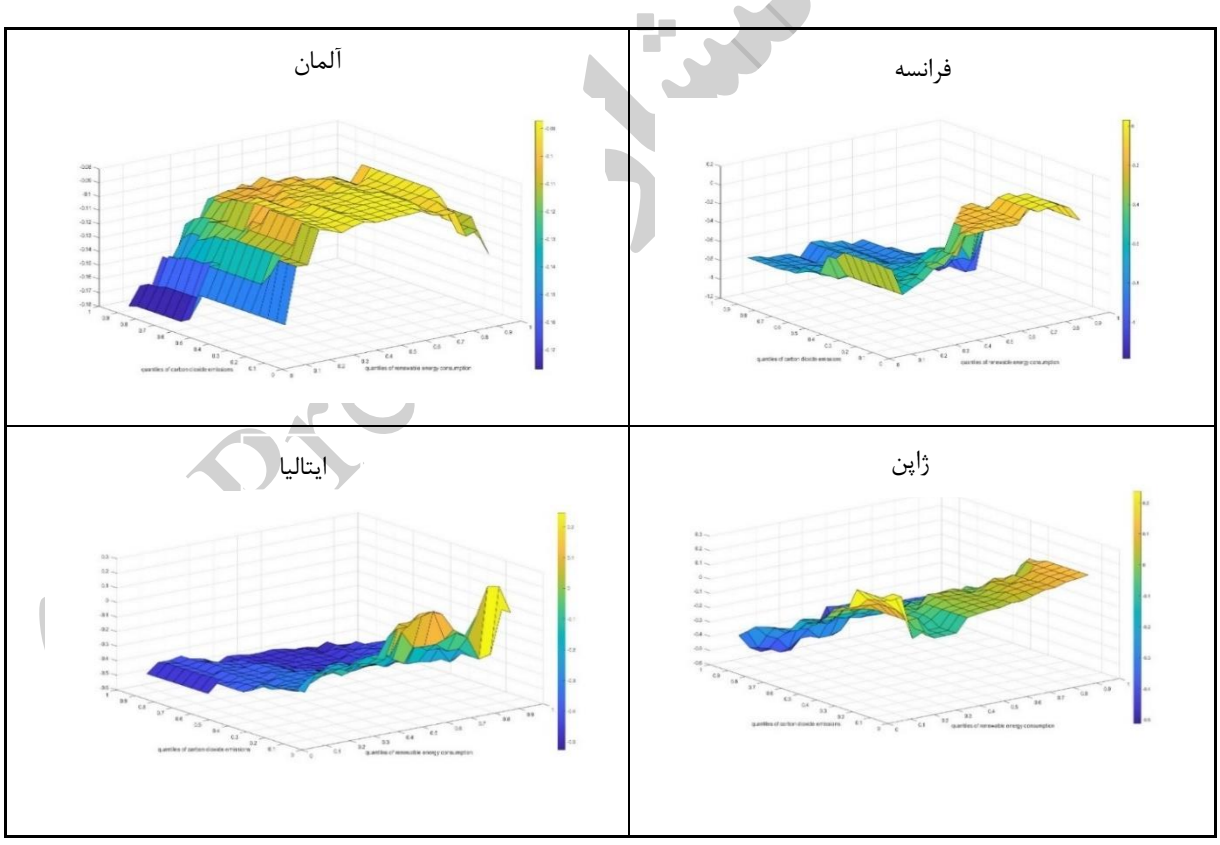
شایان گفتن است که در این پژوهش از آماره آزمون جارک – برا برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته (انتشار سرانه کربن) در کشورهای گروه هفت استفاده شده است. نتایج این نکته را نشان می‌دهد که متغیر انتشار سرانه کربن در کشورهای ذکرشده دارای توزیع نامتقارن است؛ بدین ترتیب، برای برآورد مدل می‌توان از تکنیک رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل استفاده کرد؛ زیرا این روش زمانی‌که توزیع متغیر وابسته نرمال نبوده؛ می‌تواند نتایج قابل‌اطمینان‌تری ارائه دهد (شکل ۳).

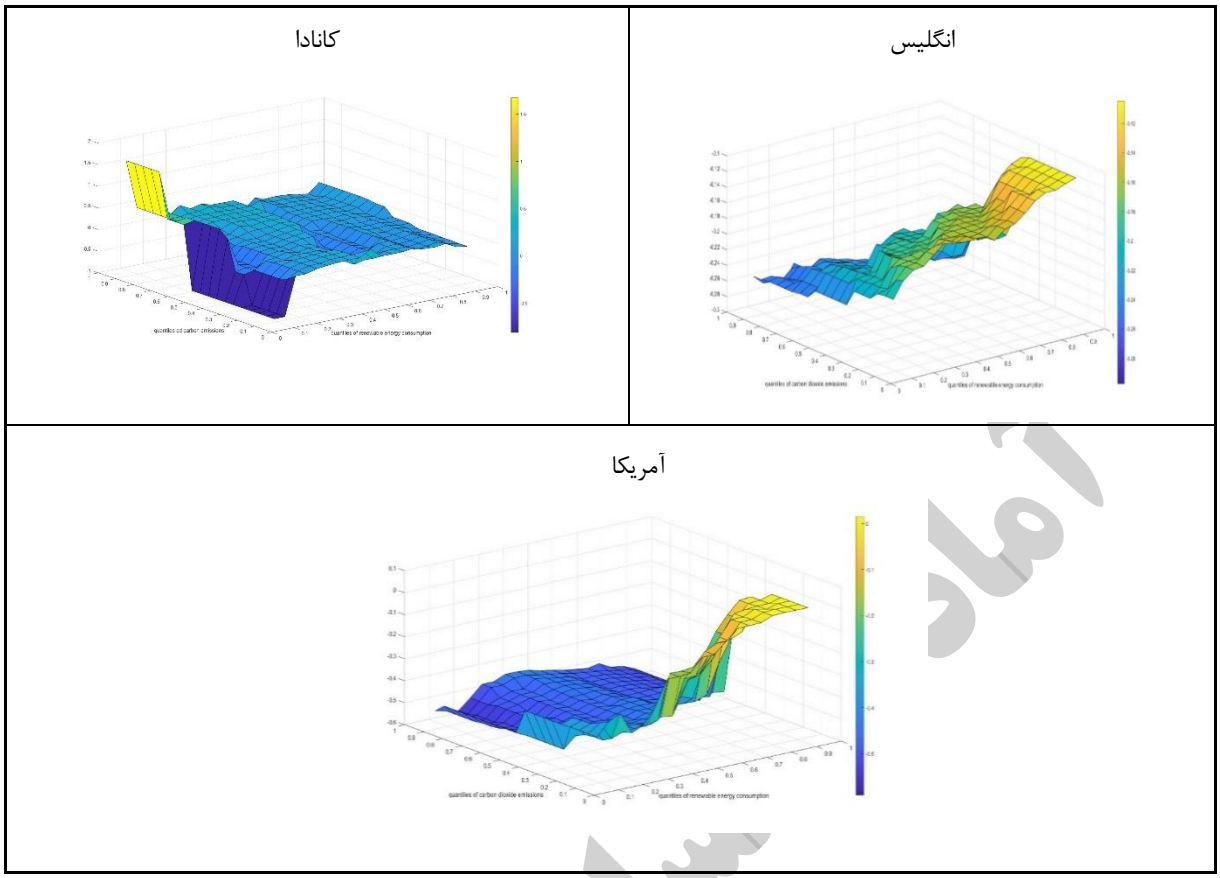


شکل ۳: بررسی توزیع نرمال متغیر وابسته (انتشار سرانه کربن)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

حال‌که نتایج آزمون‌های توصیفی و استنباطی (آزمون‌های پیش تخمین) به‌درستی تأیید و درج گشته است؛ در این بخش به تخمین مدل رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل در سه مدل مجزا (**مدل اول**: انتشار سرانه کربن و مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر)، (**مدل دوم**: انتشار سرانه کربن و مصرف سرانه انرژی بادی) و (**مدل سوم**: انتشار سرانه کربن و مصرف سرانه انرژی خورشیدی) پرداخته شده است. نتایج **مدل اول** در شکل ۴ ذکر گردیده است.



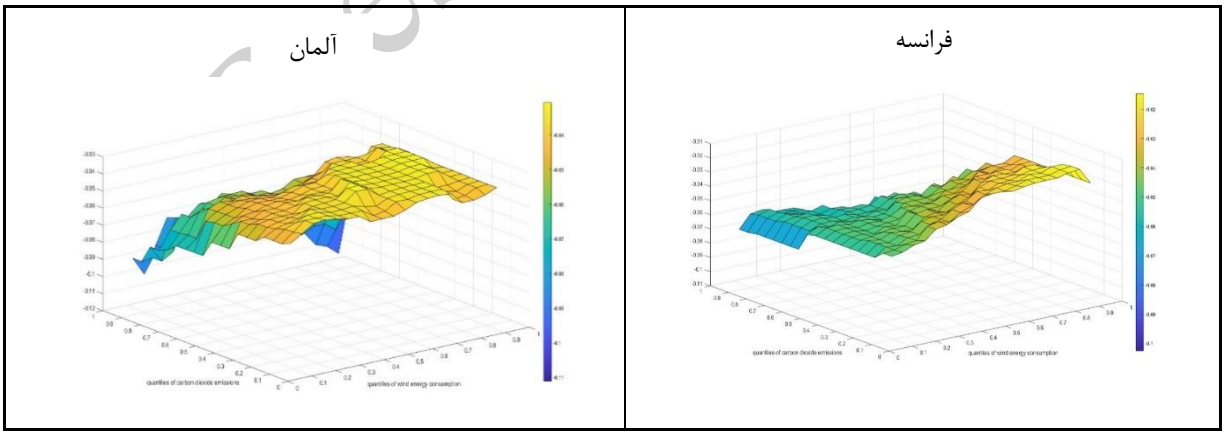


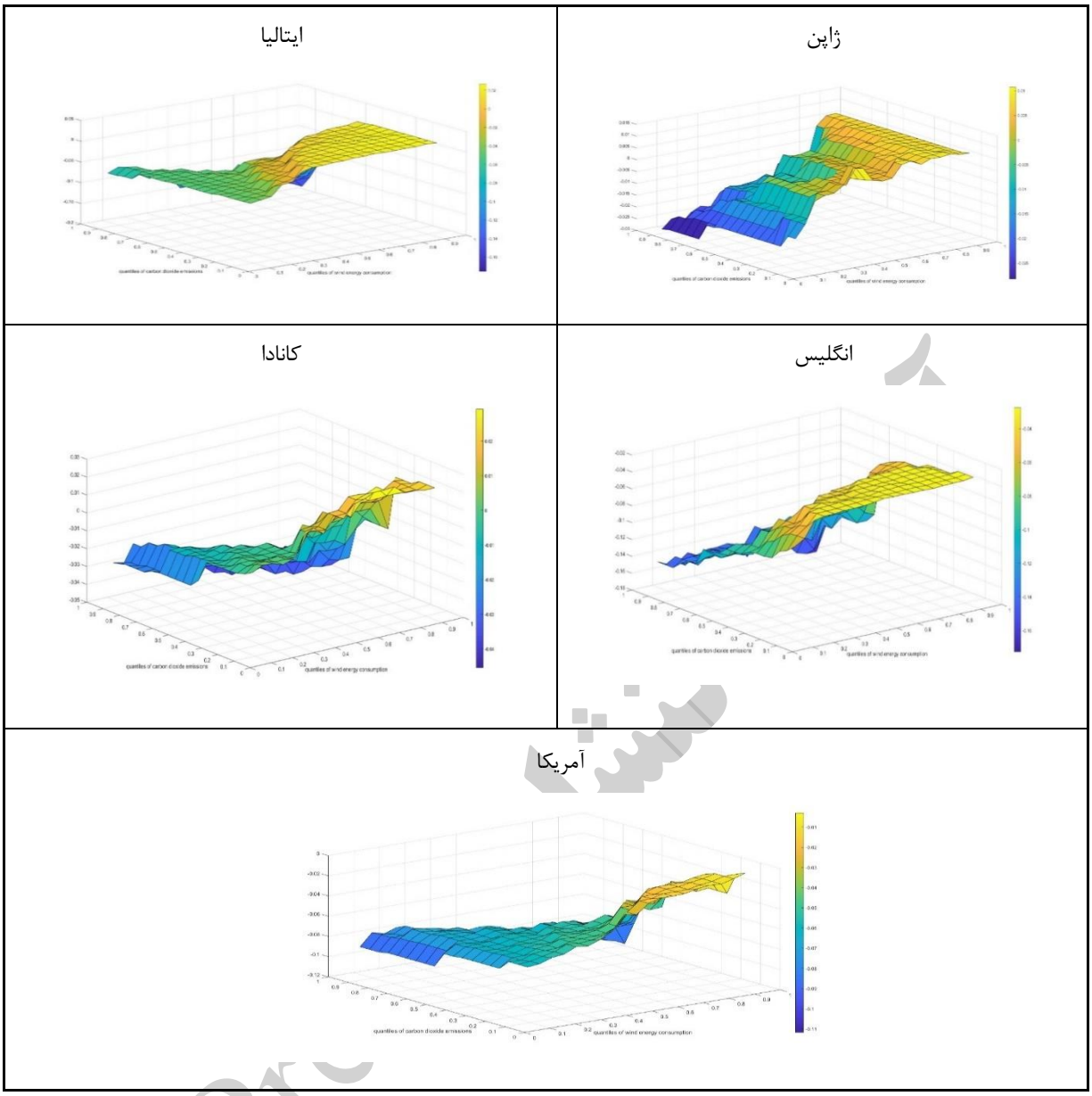
شکل ۴: نتایج مدل کوانتایل بر کوانتایل (انتشار سرانه کربن و مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌دست‌آمده از شکل ۴ برای مدل اول را می‌توان برای کشورهای مورد بررسی این‌گونه تفسیر نمود: **فرانسه:** مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و اساسی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. این نتایج مبین آن است که مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان یک عامل اساسی و مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **آلمان:** مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و قابل‌توجهی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۵۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. این نتایج نشان می‌دهد که مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **ژاپن:** مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و معناداری بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۷۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. در کوانتایل (۰/۱۵ تا ۰/۶۵) مصرف

سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر ارتباط منفی قوی بین دو متغیر وجود دارد. بدین ترتیب، مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند به کاهش انتشار کربن در این کشور کمک کند. **ایتالیا:** مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و معناداری بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر می‌باشد. **انگلیس:** مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و قابل‌توجهی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. این نتایج نشان می‌دهد که مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **کانادا:** مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و قابل‌توجهی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است. بدین ترتیب، مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **آمریکا:** مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و قابل‌توجهی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، این نتایج به نقش انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار کربن اشاره می‌کنند. از سویی دیگر، نتایج حاصل از تخمین **مدل دوم** مطابق شکل ۵ به‌دست‌آمده است.





شکل ۵: نتایج مدل کوانتایل بر کوانتایل (انتشار سرانه کربن و مصرف سرانه انرژی بادی)

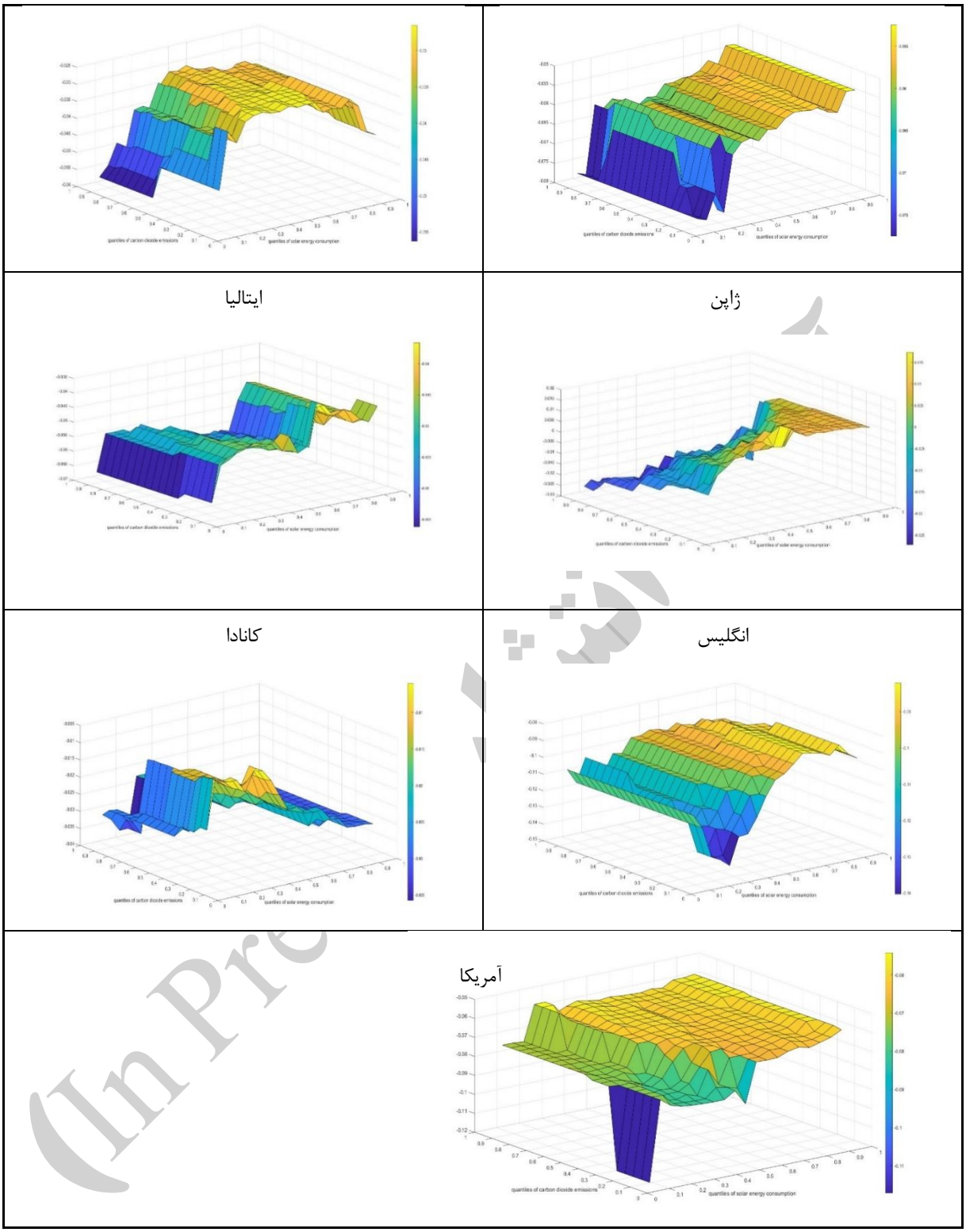
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌دست‌آمده از شکل ۵ برای مدل دوم را می‌توان برای هر کشور مورد بررسی این‌گونه تفسیر نمود: **فرانسه:** مصرف سرانه انرژی بادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و اساسی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی بادی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. این نتایج نشان می‌دهد مصرف سرانه انرژی بادی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **آلمان:** مصرف سرانه انرژی بادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و اساسی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی بادی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر

بوده است. نتایج این مهم را یادآور می‌شود که مصرف سرانه انرژی بادی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **ژاپن:** مصرف سرانه انرژی بادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی بادی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، مصرف سرانه انرژی بادی نقش مهمی در کاهش انتشار کربن دارد. **ایتالیا:** مصرف سرانه انرژی بادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و اساسی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۴ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی بادی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، مصرف سرانه انرژی بادی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **انگلیس:** مصرف سرانه انرژی بادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۴ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی بادی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. نتایج این مهم را یادآور می‌شود که مصرف سرانه انرژی بادی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در این کشور نقش دارد. **کانادا:** مصرف سرانه انرژی بادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و معناداری بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۵۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی بادی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. نتایج این مهم را نشان می‌دهد که مصرف سرانه انرژی بادی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **آمریکا:** مصرف سرانه انرژی بادی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی بادی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، انرژی بادی می‌تواند به پایداری محیط‌زیست کمک کند. همچنین نتایج حاصل از برآورد **مدل سوم** در شکل ۶ نشان‌داده‌شده است.

فرانسه	آلمان

آماده انتشار (In Press)



شکل ۶: نتایج مدل کوانتایل بر کوانتایل (انتشار سرانه کربن و مصرف سرانه انرژی خورشیدی)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج به‌دست‌آمده از شکل ۶ برای مدل سوم را می‌توان برای هر کشور مورد بررسی این‌گونه تفسیر نمود: **فرانسه:** مصرف سرانه انرژی خورشیدی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی خورشیدی

نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. نتایج این مهم را یادآور می‌شود که مصرف سرانه انرژی خورشیدی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **آلمان:** مصرف سرانه انرژی خورشیدی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و معناداری بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۴۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی خورشیدی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. نتایج نشان می‌دهند که مصرف سرانه انرژی خورشیدی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **ژاپن:** مصرف سرانه انرژی خورشیدی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی خورشیدی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. درنتیجه، مصرف سرانه انرژی خورشیدی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **ایتالیا:** مصرف سرانه انرژی خورشیدی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی خورشیدی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، مصرف سرانه انرژی خورشیدی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن در کشور موردنظر نقش داشته است. **انگلیس:** مصرف سرانه انرژی خورشیدی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و اساسی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۵۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی خورشیدی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. نتایج نشان‌دهنده ارتباط منفی بین مصرف سرانه انرژی خورشیدی و انتشار سرانه کربن در کشور موردنظر است. **کانادا:** مصرف سرانه انرژی خورشیدی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۶۵ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی خورشیدی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. بدین ترتیب، مصرف سرانه انرژی خورشیدی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار کربن است. **آمریکا:** مصرف سرانه انرژی خورشیدی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر منفی و اساسی بر انتشار سرانه کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است؛ اما این ارتباط منفی در کوانتایل‌های متوسط روبه‌بالا (۰/۷ تا ۰/۹۵) مصرف سرانه انرژی خورشیدی نسبت به کوانتایل‌های پایین تا متوسط قدری ضعیف‌تر بوده است. نتایج توسعه مصرف سرانه انرژی خورشیدی به‌عنوان یک عامل مؤثر در کاهش انتشار سرانه کربن در کشور موردنظر را تشویق می‌کند.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

آماده انتشار (In Press)

پژوهش حاضر به دنبال بررسی جامعی از نقش مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، به‌ویژه انرژی‌های بادی و خورشیدی، در کاهش انتشار سرانه کربن است. ازاینرو، با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی تازه و جدید رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل، رابطه آماری بین متغیرهای مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر و مصرف سرانه انرژی‌های بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن بررسی شده است. نتایج حاصله نشان‌دهنده آن است که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان جایگزینی برای منابع انرژی سنتی (فسیلی و هیدروکربوری)، توانایی کاهش قابل‌توجهی در انتشار گازهای گلخانه‌ای دارند. نتایج به‌دست‌آمده از مدل‌سازی جدید کوانتایل بر کوانتایل برای جامعه موردمطالعه کشورهای گروه ۷، در کشورهای آلمان، فرانسه، انگلیس و آمریکا در تمام چندک‌ها و برای کشورهای ایتالیا، ژاپن و کانادا در برخی از چندک‌های ابتدایی و میانی صادق و مؤثر بوده است. به‌صورت دقیق‌تر می‌توان به این مهم دست‌یافت که مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر و مصرف سرانه انرژی‌های بادی و خورشیدی بر انتشار سرانه کربن در تمامی کشورهای گروه هفت تأثیری منفی داشته است. بدین ترتیب، لزوم توجه به انرژی‌های تجدیدپذیر و نیز انرژی‌های بادی و خورشیدی به‌عنوان رهبران آینده بازار انرژی‌ها نو در کشورهای مورد بررسی از اهمیت بالایی برخوردار بوده است. همچنین نتایج به‌دست‌آمده در قالب تجربه‌نگاری، بهبود وضعیت توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر و لزوم دستیابی به توسعه پایدار و محیط‌زیست پایدار را تبیین می‌نماید.

بدین ترتیب، پژوهش حاضر نشان می‌دهد که انتقال به سیستم‌های انرژی تجدیدپذیر به‌عنوان جایگزینی برای سوخت‌های فسیلی، همچنان یک راهکار مؤثر برای کاهش انتشار سرانه کربن و محافظت از محیط‌زیست است. همچنین بررسی رابطه بین مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی‌های بادی و خورشیدی و انتشار سرانه کربن در کشورهای درحال‌توسعه (مانند ایران) به دلایلی همچون مسائل زیست‌محیطی ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی، تأثیرات اقتصادی و اجتماعی ناشی از مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، امنیت انرژی، ایجاد اشتغال به‌ویژه در بخش تولید پانل‌های بادی و خورشیدی و تعهدات بین‌المللی برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای از اهمیت منحصربه‌فردی برخوردار است. به عبارتی، بررسی تأثیر مصرف سرانه انرژی‌های تجدیدپذیر (به‌ویژه انرژی‌های بادی و خورشیدی) بر انتشار سرانه کربن برای دستیابی به توسعه پایدار، حفاظت از محیط‌زیست و کاهش آثار منفی تغییرات اقلیمی ضروری و مهم هستند. نتایج تحلیل رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل نشان می‌دهد که تأثیر متغیرهای مختلف، مانند تکنولوژی، سیاست‌های حکومتی و شرایط اقتصادی کشورهای موردمطالعه، بر میزان کاهش انتشار سرانه کربن توسط انرژی‌های تجدیدپذیر، قابل‌توجه است؛ بنابراین، توسعه و ارتقای استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در سطح جهانی و اعمال سیاست‌های مؤثر در این زمینه، تدوین و اجرای سیاست‌های انرژی پایدار، توسعه زیرساخت‌های موردنیاز برای تولید انرژی‌های تجدیدپذیر، ارتقا تحقیقات و توسعه در زمینه فناوری‌های انرژی‌های تجدیدپذیر، آگاهی‌بخشی درباره مزایای بهره‌مندی از انرژی‌های تجدیدپذیر و تشویق به تولید داخلی تجهیزات و تکنولوژی‌های مرتبط با انرژی‌های تجدیدپذیر امری ضروری است. همچنین تحقیقات در این زمینه باعث می‌شود تا در آینده، جوامع جهانی بتوانند با

(In Press) آماده انتشار

استفاده از انرژی‌های نو و قابل‌تجدید، به محیط‌زیست پایدارتری دست یابند و در مقابل تغییرات اقلیمی و تهدیدات محیط‌زیست مقاوم‌تر باشند. همچنین دولت‌ها باید سیاست‌های کاهش انتشار کربن و حفظ انرژی را توسعه داده و به اجرا بگذارند و نیز اقدامات مربوطه را برای تشویق واحدهای تولیدی به اجرای فناوری‌های سبز ضمیمه کنند. یارانه‌های انرژی‌های تجدیدناپذیر باید به‌تدریج حذف شده و به فناوری‌های انرژی‌های تجدیدپذیر منتقل شوند تا استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر به‌ویژه انرژی‌های بادی و خورشیدی را تشویق نمایند. شایان گفتن است که نتایج این پژوهش در راستای مطالعات ژانگ و همکاران (۲۰۲۳)، هائو (۲۰۲۲)، گونی و اوستونداغ (۲۰۲۲) و گونی و اینس (۲۰۲۱)، می‌باشد.

منابع

Adebayo, T., Rjoub, H., Akinsola, G., & Oladipupo, S. (2022). The asymmetric effects of renewable energy consumption and trade openness on carbon emissions in Sweden: new evidence from quantile-on-quantile regression approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29. https://doi.org/10.1007/s11356-021-15706-4.

Adedoyin, F. F., Bekun, F. V., & Alola, A. A. (2020). Growth impact of transition from non-renewable to renewable energy in the EU: the role of research and development expenditure. *Renewable Energy*, 159, 1139-1145. https://doi.org/10.1016/j.renene.2020.06.015.

Arefian, Mohammad Reza and Farji Dizji, Sajjad and Ghasemi, Sahar, 2019, Investigating the role of renewable energy, non-renewable energy and economic growth on carbon emissions in OECD countries, https://civilica.com/doc/1226228 (in Persian).

Astariz, S., & Iglesias, G. (2015). The economics of wave energy: A review. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 45, 397-408. https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.01.061.

Du, G. (2023). Nexus between green finance, renewable energy, and carbon intensity in selected Asian countries. *Journal of Cleaner Production*, 405, 136822. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.136822.

Fallahi, Mohammad Ali and Hosseinzadeh, Faezeh, 2019, The effect of wind energy consumption on CO2 emissions in Iran and other selected countries, *National Conference on Construction, Environment and Energy Consumption Management*, Ahvaz, https://civilica.com/doc/1040843 (in Persian).

Ghaffari, Hadi, Moulai, Mohammad Ali, and Mohammad, Sosan. (2015). The impact of wind energy consumption on economic growth and CO2 emissions. *Energy Planning and Policy Studies*, 2(3), 229-253. SID. https://sid.ir/paper/266325/fa (in Persian).

Güney, T., & Ince, D. (2021). Solar Energy and CO2 Emissions: CCEMG Estimations for 26 Countries. https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-688369/v1.

Güney, T., & Üstündağ, E. (2022). Wind energy and CO2 emissions: AMG estimations for selected countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 29. https://doi.org/10.1007/s11356-021-17382-w.

Hao, Y. (2022). The relationship between renewable energy consumption, carbon emissions, output, and export in industrial and agricultural sectors: evidence from China. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(42), 63081-63098., https://doi.org/10.1007/s11356-022-20141-0.

آماده انتشار (In Press)

Hereher, M., & El Kenawy, A. M. (2020). Exploring the potential of solar, tidal, and wind energy resources in Oman using an integrated climatic-socioeconomic approach. *Renewable Energy*, 161, 662-675. https://doi.org/10.1016/j.renene.2020.07.144.

Işık, C., Simionescu, M., Ongan, S. et al. Renewable energy, economic freedom and economic policy uncertainty: New evidence from a dynamic panel threshold analysis for the G-7 and BRIC countries. *Stoch Environ Res Risk Assess* 37, 3367–3382 (2023). https://doi.org/10.1007/s00477-023-02452-x.

Kirikkaleli, D., & Adebayo, T. S. (2021). Do public-private partnerships in energy and renewable energy consumption matter for consumption-based carbon dioxide emissions in India? *Environmental Science and Pollution Research*, 28(23), 30139-30152. https://doi.org/10.1007/s11356-021-12692-5.

Koengkan, M., Losekann, L. D., Fuinhas, J. A., & Marques, A. C. (2018). The effect of hydroelectricity consumption on environmental degradation–The case of South America region. *TAS Journal*, 2(2), 45-67., https://doi.org/10.32640/tasj.2018.2.46.

Magazzino, C., Mele, M., & Schneider, N. (2021). A machine learning approach on the relationship among solar and wind energy production, coal consumption, GDP, and CO2 emissions. *Renewable Energy*, 167, 99-115. https://doi.org/10.1016/j.renene.2020.11.050.

Marques, A. C., & Fuinhas, J. A. (2012). Is renewable energy effective in promoting growth? *Energy policy*, 46, 434-442. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.04.006.

Masoudi, Nasim, Dehmarde Qala Nou, Nazar, and Esfandiari, Marzieh. (2019). Investigating the impact of renewable energy and technical innovations and economic growth on carbon dioxide emissions. *Economic Growth and Development Research*, 10(40), 35-54. SID. https://sid.ir/paper/952808/fa (in Persian).

Miao, R., Ma, J., Liu, Y., Liu, Y., Yang, Z., & Guo, M. (2019). Variability of aboveground litter inputs alters soil carbon and nitrogen in a coniferous–broadleaf mixed forest of Central China. *Forests*, 10(2), 188., https://doi.org/10.3390/f10020188.

Murshed, M., Elheddad, M., Ahmed, R. et al. Foreign Direct Investments, Renewable Electricity Output, and Ecological Footprints: Do Financial Globalization Facilitate Renewable Energy Transition and Environmental Welfare in Bangladesh?. *Asia-Pac Financ Markets* 29, 33–78 (2022). https://doi.org/10.1007/s10690-021-09335-7.

Nathaniel, S. P., & Iheonu, C. O. (2019). Carbon dioxide abatement in Africa: the role of renewable and non-renewable energy consumption. *Science of the Total Environment*, 679, 337-345, https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.05.011.

Nik Andish, S., Nasrollahi, Z., & Ansari Samani, H. (2015). Electricity production from renewable energies and carbon dioxide emissions of Iran and a group of selected countries of the *10th Congress of Progress Pioneers*, Tehran. https://civilica.com/doc/650638 (in Persian).

Ocal, O., & Aslan, A. (2013). Renewable energy consumption–economic growth nexus in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 28, 494-499. https://doi.org/10.1016/j.rser.2013.08.036.

Rauf, A., Liu, X., Amin, W., Rehman, O. U., Li, J., Ahmad, F., & Victor Bekun, F. (2020). Does sustainable growth, energy consumption and environment challenges matter for Belt and Road Initiative feat? A novel empirical investigation. *Journal of Cleaner Production*, 262, 121344. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121344.

آماده انتشار (In Press)

Rubin, E. S., Azevedo, I. M., Jaramillo, P., & Yeh, S. (2015). A review of learning rates for electricity supply technologies. *Energy policy*, 86, 198-218. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.06.011.

Sadorsky, P. (2009). Renewable Energy Consumption, CO2 Emissions and Oil Prices in the G7 Countries. *Energy Economics*, 31, 456-462. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.12.010.

Schilling, M. A., & Esmundo, M. (2009). Technology S-curves in renewable energy alternatives: Analysis and implications for industry and government. *Energy policy*, 37(5), 1767-1781. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.01.004.

Shan, S., Ahmad, M., Tan, Z., Adebayo, T. S., Li, R. Y. M., & Kirikkaleli, D. (2021). The role of energy prices and non-linear fiscal decentralization in limiting carbon emissions: tracking environmental sustainability. *Energy*, 234, 121243, https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.121243.

Sim, N., & Zhou, H. (2015). Oil prices, US stock return, and the dependence between their quantiles. *Journal of Banking & Finance*, 55, 1-8. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.01.013.

Usman, O., Akadiri, S., & Adeshola, I. (2020). Role of renewable energy and globalization on ecological footprint in the USA: implications for environmental sustainability. E*nvironmental Science and Pollution Research*. https://doi.org/10.1007/s11356-020-09170-9.

Voumik, L. C., Islam, M. A., Ray, S., Mohamed Yusop, N. Y., & Ridzuan, A. R. (2023). CO2 Emissions from Renewable and Non-Renewable Electricity Generation Sources in the G7 Countries: *Static and Dynamic Panel Assessment. Energies*, 16(3).

Xu, B., Zhong, R., & Liu, Y. (2019). Comparison of CO2 emissions reduction efficiency of household fuel consumption in China. *Sustainability*, 11(4), 979. https://doi.org/10.3390/su11040979.

Yousefi, H., Abbaspour, A., & Seraj, H. (2019). Worldwide development of wind energy and co2 emission reduction. *Environmental Energy and Economic Research*, 3(1), 1-9. https://doi.org/10.22097/eeer.2019.164295.1064 (in Persian).

Yu, J., Tang, Y. M., Chau, K. Y., Nazar, R., Ali, S., & Iqbal, W. (2022). Role of solar-based renewable energy in mitigating CO2 emissions: evidence from quantile-on-quantile estimation. *Renewable Energy*, 182, 216-226. https://doi.org/10.1016/j.renene.2021.10.002.

Yurtkuran, Suleyman, 2021. "The effect of agriculture, renewable energy production, and globalization on CO2 emissions in Turkey: A bootstrap ARDL approach," *Renewable Energy, Elsevier*, vol. 171(C), pages 1236-1245.

Zafar, M. W., Shahbaz, M., Hou, F., & Sinha, A. (2019). From nonrenewable to renewable energy and its impact on economic growth: the role of research & development expenditures in Asia-Pacific Economic Cooperation countries. *Journal of cleaner production*, 212, 1166-1178. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.12.081.

Zhang, T., Yin, J., Li, Z., Jin, Y., Ali, A., & Jiang, B. (2023). A dynamic relationship between renewable energy consumption, non-renewable energy consumption, economic growth and CO2 emissions: Evidence from Asian emerging economies [Original Research]. *Frontiers in Environmental Science*, 10. https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.1092196.