

نقش کشاورزی و انرژی‌های تجدیدپذیر در تأمین اهداف توافقنامه پاریس؛ مطالعه موردی: کشورهای منتخب منطقه MENA

درنا جهانگیرپور^۱

دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط‌زیست، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز،
djahangirpour@shirazu.ac.ir

منصور زیبایی

استاد، دانشکده کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، Zibae@shirazu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۸/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۰۴

چکیده

این مطالعه با هدف بررسی رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، ارزش افزوده کشاورزی و تولید ناخالص داخلی سرانه با انتشار گاز CO₂ در کشورهای منتخب منطقه MENA انجام شد. برای این منظور با استفاده از داده‌های پانل کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ از رویکرد همجمعی پانلی استفاده شد. نتایج هر سه گروه آزمون حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مذکور بود. تخمین رابطه بلندمدت نشان داد که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و ارزش افزوده کشاورزی اثر منفی و معنادار بر انتشار CO₂ داشته و اثر تولید ناخالص سرانه بر انتشار، مثبت و معنادار است. بنابراین پیشنهاد شد که سرمایه‌گذاری در گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر مورد توجه قرار گیرد. در رابطه کوتاه‌مدت تخمین زده شده، ارزش افزوده کشاورزی برخلاف مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تولید ناخالص سرانه اثر معناداری بر انتشار ندارد. با توجه به معنادار شدن ضریب تعدیل در رابطه کوتاه‌مدت، در صورت بروز شوک تصادفی، سالانه ۰/۲۸ درصد از انحراف از تعادل بلندمدت اصلاح خواهد شد و حدوداً چهار سال طول می‌کشد تا اثر آن شوک از بین رود. لذا پیشنهاد می‌شود در فعالیت‌های اقتصادی وابسته به مصرف انرژی‌های فسیلی، دامنه‌ای از حد مجاز انتشار آلودگی رعایت گردد تا محیط‌زیست را با تکانه‌های آسیب‌زننده به کیفیت مواجه نکند.

طبقه‌بندی JEL: Q1, Q2, Q4, Q53, C59

کلید واژه‌ها: انتشار گازهای گلخانه‌ای، انرژی‌های تجدیدپذیر، ارزش افزوده کشاورزی،
منطقه MENA

۱- مقدمه

طی چندین دهه گذشته، کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به منظور دستیابی به هدف رشد اقتصادی، به استفاده انبوه از انرژی‌های فسیلی در تمامی بخش‌های اقتصادی چون صنعت، گردشگری، حمل و نقل و کشاورزی پرداخته‌اند. نتیجه این فعالیت‌ها، پدیده انتشار گازهای گلخانه‌ای در نواحی مختلف جهان را در پی داشته است (بن جبلی و بن یوسف^۱، ۲۰۱۷). افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای از جمله دی اکسید کربن ناشی از فعالیت‌های انسان، دلیل اصلی وقوع تغییرات جهانی اقلیم محسوب می‌شود و این مسئله رفاه جوامع انسانی و اکوسیستم‌ها را با تهدید جدی مواجه کرده است (هیئت بین دولتی تغییرات اقلیم^۲، ۲۰۱۴) و توجه جهانی را به اهمیت کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای جلب کرده است. لیکن به رغم عزم و اراده دولت‌ها طی دهه‌های گذشته در کاهش نرخ واقعی انتشار گاز دی اکسید کربن، دمای زمین همچنان بالاتر از آستانه استاندارد ۲ درجه سانتیگراد قرار دارد. در این راستا، کنفرانس تغییر اقلیم پاریس (۲۰۱۵) با حضور سران ۱۲۰ کشور از جمله ۱۱ کشور از منطقه منا، با هدف انعقاد یک توافقنامه جهانی برای مقابله با تغییرات اقلیمی برگزار شد (روگلی و همکاران^۳، ۲۰۱۶). این توافقنامه، مجموعه‌ای از طرح‌های ملی است که توسط کشورهای مختلف برای مواجهه با چالش‌های تغییر اقلیم ارائه شده است. این طرح‌ها، طیف وسیعی از اقدامات اجتنابی، سازگاری و مقابله‌ای با تغییرات اقلیمی را در برمی‌گیرد اما اقدامات مربوط به کاهش گازهای گلخانه‌ای از اجزای اصلی آنهاست (روگلی و همکاران^۴، ۲۰۱۶).

بسیاری از متخصصان انرژی و محیط‌زیست بین‌المللی حاضر در کنفرانس ۲۰۱۵ پاریس، ادعا کردند که انرژی حاصل از منابع تجدیدپذیر می‌تواند نقش کلیدی در بهبود کیفیت محیط‌زیست و کاهش اثرات تغییر اقلیم بر طبیعت بازی کند (کاهیا و همکاران^۵، ۲۰۱۷). بررسی انرژی‌های تجدیدپذیر در مقایسه با انرژی‌های تجدیدناپذیر نشان داده است که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر کمک شایانی به حل مشکلات

-
1. Ben Jebli & Ben Youssef
 2. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)
 3. Rogelj et al.
 4. Rogelj et al.
 5. Kahia et al.

ناشی از آلودگی‌های منتشر شده از سوخت‌های فسیلی می‌کند، به طوری که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر باعث کاهش ۳۵-۱۷ درصدی انتشار SO₂ در چین، استفاده از انرژی باد باعث کاهش ۳۲ درصدی انتشار CO₂ در تایوان و استفاده از انرژی خورشیدی در ایران باعث کاهش پدیده وارونگی هوا و به تبع، کاهش آلودگی هوا شده است (خراسانیان و مبرقی، ۱۳۹۲).

با توجه به اذعان سازمان‌های بین‌المللی انرژی و محیط‌زیست مانند آژانس بین‌المللی انرژی^۱ و آژانس بین‌المللی انرژی تجدیدپذیر^۲ مبنی بر اثر شایان توجه منابع انرژی تجدیدپذیر بر بهبود کیفیت محیط‌زیست، منطقه منا^۳ با پتانسیل بالای تولید انرژی تجدیدپذیر از دیگر کشورها متمایز شده است (کاهیا و همکاران، ۲۰۱۷). منطقه منا از تمام منابع طبیعی لازم برای داشتن یک بخش انرژی تجدیدپذیر پررونق بهره می‌برد: میزان بالایی از تابش نور خورشید، بادهای قوی و در برخی مناطق رودخانه‌های قدرتمند. این منطقه بین ۲۲ تا ۲۶ درصد از کل انرژی خورشیدی را که به زمین می‌رسد، دریافت می‌کند (بانک جهانی، ۲۰۱۲). با این حال، پتانسیل بالای این منطقه در منابع تجدیدپذیر به خوبی مورد بهره‌برداری قرار نگرفته است چراکه فقط یک درصد از ترکیب انرژی اولیه منطقه منا از منابع تجدیدپذیر تأمین می‌شود (جلیل‌وند، ۲۰۱۲). از سوی دیگر، انتشار گازهای گلخانه‌ای منطقه منا و استفاده بیش از حد از سوخت‌های فسیلی سهم قابل توجهی در تغییر اقلیم داشته و در مقابل، تغییر اقلیم اثرات منفی بالایی بر منطقه منا دارد (جلیل‌وند، ۲۰۱۲). لذا این منطقه نیاز به تغییرات رادیکال در استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر برای ایجاد آینده‌ای پاک برای نسل‌های آینده دارد (توافقنامه پاریس^۴، ۲۰۱۵). این در حالیست که مصرف انرژی نقش مستقیمی بر رشد اقتصادی و به‌طور همزمان در انتشار گاز دی‌اکسید کربن کشورهای این منطقه دارد (هوشمند و باقری، ۱۳۹۴).

از سوی دیگر انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از تولیدات کشاورزی، پس از بخش انرژی، بیشترین تأثیر را بر محیط‌زیست دارند. در سال ۲۰۱۰، انتشار خالص گازهای

1. International Energy Agency (IEA)
 2. International renewable energy agency (IRENA)
 3. Middle East and North Africa (MENA)
 4. Paris agreement

گلخانه‌ای از کشاورزی، جنگل و دیگر کاربری‌های زمین ۲۴ درصد محاسبه شده است در حالی که میزان این انتشار برای بخش‌های انرژی و صنعت به ترتیب ۳۵ و ۲۱ درصد بوده است (بونت و همکاران^۱، ۲۰۱۸؛ پاچاوری و همکاران^۲، ۲۰۱۴). این در حالیست که سازمان جهانی غذا و کشاورزی^۳ بیان کرده است که بخش کشاورزی دارای پتانسیل شایان توجهی در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در فعالیت‌های خود است به طوری که می‌تواند ۸۰ تا ۸۸ درصد از انتشار جاری خود را کاهش دهد (رینولدز و ونزلا^۴، ۲۰۱۲). استفاده از منابع اصلی انرژی‌های تجدیدپذیر در فعالیت‌های کشاورزی در مطالعه بایراکی و کجار^۵ (۲۰۱۲) بدین ترتیب شرح داده شده است: انرژی خورشیدی می‌تواند برای گرمایش و سرمایش گلخانه‌ای، روشنایی، خشک کردن محصول و آبیاری مزرعه استفاده شود؛ سوخت‌های زیستی مدرن مانند بیواتنول و بیوگاز و همچنین پسماندهای کشاورزی متعددی چون گرد و غبار حاصل از غلات، کاه گندم و پوسته‌های فندق می‌تواند به‌عنوان منبع انرژی استفاده شود؛ انرژی زمین گرمایی می‌تواند در آبی‌پروری، در انبارها، در بهبود خاک، در گلخانه، برای گرم کردن خاک در مزارع باز و خشک کردن محصولات کشاورزی استفاده شود؛ انرژی باد را می‌توان برای تولید برق، زمین‌های آبیاری و خرد کردن برخی از محصولات استفاده کرد؛ برقایی را می‌توان برای تولید برق، آبیاری، تأمین آب آشامیدنی و تسهیل در تخصیص عادلانه آب بین کشاورزان را استفاده کرد. بنابراین، به نظر می‌رسد که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در بخش کشاورزی، یکی از گزینه‌های شایان توجه در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای مختلف است.

لذا به نظر می‌رسد که توجه و بررسی نقش کشاورزی و انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در منطقه منا دارای ضرورت انکارناپذیر باشد. با توجه به اهمیت رشد و توسعه اقتصادی و همچنین توجه جامعه جهانی به مسئله محیط‌زیست، در دو دهه گذشته بررسی‌های زیادی رابطه بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و تخریب محیط‌زیست را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. اگرچه بسیاری از

1. Bonnet et al.
2. Pachauri et al.
3. Food and Agriculture Organization (FAO)
4. Reynolds & Wenzlau
5. Bayrakçı & Kocar

پژوهش‌ها به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی پرداخته‌اند (دو و همکاران^۱، ۲۰۱۲؛ هامیت-هاگار^۲، ۲۰۱۲؛ استیو و تاماریت^۳، ۲۰۱۲؛ میکاییلوف و همکاران^۴، ۲۰۱۸). اما برای بررسی رابطه بین انتشار گازهای گلخانه‌ای و مصرف انرژی-های تجدیدپذیر به‌عنوان راهکاری مهم برای کاهش آلودگی، تلاش اندکی صورت گرفته است. برای مثال آپرجیس و همکاران^۵ (۲۰۱۰) در مورد وجود رابطه علی دوطرفه بین هر زوج از انتشار دی اکسید کربن، رشد اقتصادی، مصرف انرژی هسته‌ای و مصرف انرژی تجدیدپذیر بحث کردند. آنها از داده‌های پانل ۱۹ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه برای دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۷ استفاده کردند. آپرجیس و پاین^۶ (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای دیگر با استفاده از داده‌های پانل مربوط به ۸۰ کشور برای سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۰ نتیجه گرفتند که رابطه دوطرفه بین رشد اقتصادی و انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر وجود دارد. زوندی^۷ (۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد همجمعی پانل، اثر مصرف انرژی تجدیدپذیر بر انتشار دی اکسید کربن را بررسی کرد و به آزمون فرضیه منحنی زیست-محیطی کوزنتس در ۲۵ کشور منتخب آفریقایی پرداخت. نتایج نشان داد که مصرف انرژی تجدیدپذیر اثر منفی و معنادار بر انتشار داشته و انرژی تجدیدپذیر جانشین مناسبی برای انرژی‌های فسیلی است. یکی از مطالعات جدید که به بررسی رابطه مصرف انرژی تجدیدپذیر و انتشار دی اکسید کربن پرداخته است، مطالعه بن جلی و بن یوسف (۲۰۱۷) است که برای اولین بار در آفریقا به بررسی نقش بخش کشاورزی و مصرف انرژی تجدیدپذیر در انتشار دی اکسید کربن پرداخته است. آنها از داده‌های پانل ۲۰۱۱-۱۹۸۰ استفاده کردند تا با رویکرد پانل همجمعی رابطه بلندمدت را تخمین بزنند.

تا حدی که در دامنه اطلاعاتی ما می‌گنجد، به رغم اهمیت نقش بخش کشاورزی در انتشار گازهای گلخانه‌ای و پتانسیل قوی برای کاهش آن، هیچ مطالعه‌ای به بررسی این

-
1. Du et al.
 2. Hamit-Haggar
 3. Esteve & Tamarit
 4. Mikayilov et al.
 5. Apergis et al.
 6. Apergis & Payne
 7. Zoundi

موضوع در کشورهای منطقه^۱ منا پرداخته است. همچنین توجه به اهمیت منطقه کشورهای منطقه منا در برنامه ریزی های توسعه ای ایران و افق چشم انداز آن، اهمیت بررسی مسأله بیان شده در سطح این منطقه را بیش از پیش عیان می سازد. بر این اساس، مطالعه حاضر با هدف بررسی نقش کشاورزی و انرژی های تجدیدپذیر در انتشار دی اکسید کربن در منطقه منا، به تعیین روابط بلندمدت و کوتاه مدت بخش کشاورزی، مصرف انرژی تجدیدپذیر و کیفیت محیط زیست انجام شد. گفتنی است که بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت در مطالعه حاضر می تواند راهنمای خوبی برای پیشنهادها سیاستی در زمینه مصرف انرژی های تجدیدپذیر باشد.

۲- روش شناسی تحقیق

بر اساس بررسی های صورت گرفته در ادبیات موضوع، نخستین مطالعه اقتصادسنجی که به ارتباط انرژی تجدیدپذیر و کشاورزی پرداخته است، مطالعه بن جبلی و بن یوسف (۲۰۱۶) است. آنها به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه مدت بین سرانه انتشار دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، آزادی تجاری و ارزش افزوده کشاورزی در تونس پرداختند. سپس در سال ۲۰۱۷ با استفاده از داده های پانل پنج کشور آفریقایی و رویکرد همجمعی پانل به بررسی رابطه بین سرانه انتشار دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی سرانه و ارزش افزوده بخش کشاورزی پرداختند. در مطالعه حاضر، برای بررسی رابطه بین متغیرهای مورد نظر، بر اساس بن جبلی و بن یوسف (۲۰۱۷)، از مدل اقتصادسنجی نشان داده شده در رابطه (۱) استفاده شد.

$$\text{LnCO}_{it} = \alpha_i + \theta_i t + \beta_i \text{LnGDP}_{it} + \delta_i \text{LnRENEW}_{it} + \gamma_i \text{LnAGVA}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن Ln نشانگر لگاریتم طبیعی است. اندیس های i و t به ترتیب بیانگر زمان و کشور است. CO مقدار انتشار گاز دی اکسید کربن، GDP تولید ناخالص داخلی، RENW مصرف انرژی تجدیدپذیر و AGVA ارزش افزوده بخش کشاورزی است. α_i و θ_i اجازه می دهد که اثرات ثابت مربوط به کشورها و روند قطعی در مدل در نظر گرفته

۱. الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، عراق، ایران، فلسطین اشغالی، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مالت، مراکش، عمان، عربستان سعودی، تونس، امارات متحده عربی، کرانه باختری رود اردن و یمن.

شود. β_i و δ_i و γ_i کشش انتشار نسبت به تولید ناخالص داخلی، انرژی تجدیدپذیر و ارزش افزوده بخش کشاورزی را نشان می‌دهد.

داده‌های مربوط به انتشار CO₂، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی تجدیدپذیر برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی، استخراج شد. کشورهای مورد بررسی شامل کشورهای منتخب منطقه منا (الجزیره، مصر، ایران، اردن، مراکش، عربستان سعودی، تونس و یمن) است.

۳- آزمون‌های ایستایی داده‌های پانل

بررسی ویژگی‌های آماری از جمله ایستایی، یک گام مهم در استفاده از تحلیل همجمعی است. شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد یک پیش شرط الزام‌آور برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر است. به پیروی از تئوری همجمعی، همه متغیرهای به کار رفته در مدل بایستی دارای انباشتگی از درجه یک، $I(1)$ ، باشند (کاهیا و همکاران، ۲۰۱۷). برای بررسی فرضیه ایستایی، آزمون‌های ریشه واحد پانلی مختلفی در ادبیات موضوع پیشنهاد شده است (بریتونگ و همکاران^۱، ۲۰۰۱؛ هادری^۲، ۲۰۰۰؛ ایم و همکاران^۳، ۲۰۰۳؛ لوین و همکاران^۴، ۲۰۰۲؛ مادالا و وو^۵، ۱۹۹۹؛ پسران^۶، ۲۰۰۷). این آزمون‌ها به شیوه‌های گوناگونی طبقه‌بندی می‌شوند. در هورلین و میگنون^۷ (۲۰۰۵) و بریتونگ و همکاران (۲۰۰۸) از ترمینولوژی نسل اول و دوم آزمون‌های ریشه واحد پانل استفاده شده است. در آزمون‌های ایستایی نسل اول فرض می‌شود که بین مقاطع استقلال وجود دارد و نسل دوم شامل آزمون‌های مبتنی بر وابستگی بین مقاطع است. آزمون‌های ایستایی داده‌های پانل با فرض استقلال مقاطع خود به دو گروه تقسیم می‌شوند: حالت همگن و حالت ناهمگن. سه آزمون لوین، لین و چو (LLC)، بریتانگ و هادری در گروه آزمون‌های همگن قرار دارند. این سه آزمون بر این فرض استوارند که فرایند ریشه واحد مشترک بین مقاطع وجود دارد. فرضیه صفر در آزمون لوین، لین و چو (LLC) و بریتانگ وجود ریشه واحد است اما در آزمون هادری فرضیه صفر مبنی بر

- 1- Breitung
2. Hadri
3. Im et al.
4. Levin et al.
5. Maddala & Wu
6. Pesaran
7. Hurlin & Mignon

ایستایی است. در علم اقتصاد، فرضیه همگنی قطعاً یک فرض بسیار محدودکننده است (کاهیا و همکاران، ۲۰۱۷). با این حال، بسیاری از پژوهشگران معتقدند که ناهمگنی یک مسأله بسیار با اهمیت در داده‌های پانل است (هورلین و میگنون، ۲۰۰۵؛ ایم و همکاران، ۲۰۰۳؛ مادالا و وو، ۱۹۹۹؛ پاین^۱، ۲۰۱۰؛ بریتونگ و همکاران، ۲۰۰۸). با توجه به اینکه عدم توجه به ناهمگنی می‌تواند به نتایج گمراه‌کننده منجر شود، پیشنهاد می‌شود که افزون بر آزمون‌های ایستایی مربوط به حالت همگنی، آزمون‌های IPS، آزمون‌های فیشر (فیشر مبتنی بر آماره آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۲ و فیشر مبتنی بر آماره فیلیپس - پرون^۳) و آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته مقطعی^۴ (CADF) هم استفاده شود (کاهیا و همکاران، ۲۰۱۷). بسیار مهم است که توجه کنیم که برای سازگاری آزمون‌های ریشه واحد پنلی، فرض می‌شود که کسر $N0/N$ از فرایندهای انفرادی ایستا غیرصفر است و برابر با یک مقدار ثابت که بین صفر و یک متغیر است می‌باشد (کاهیا و همکاران، ۲۰۱۷).

۴- آزمون‌های همجمعی داده‌های پانل

پس از مشخص شدن اینکه تمامی سری‌های زمانی پانلی دارای ریشه واحد در سطح هستند، $I(1)$ ، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تجربی بررسی می‌شود. در ادبیات تجربی موضوع، چندین آزمون همجمعی برای داده‌های پانل پیشنهاد شده است. برخی از این آزمون‌ها مبتنی بر تخمین‌های میانگین-گروهی (آپرگیس و دانولتیو^۵، ۲۰۱۴؛ منگاکي^۶، ۲۰۱۱) و برخی مبتنی بر تخمین‌های pooled هستند (سلیم و رفیق^۷، ۲۰۱۲؛ تیواری^۸، ۲۰۱۱)؛ برخی وابستگی‌های مقطعی را در نظر می‌گیرند (تسو و هوآنگ^۹، ۲۰۱۲) و برخی خیر (بلکه و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۱؛ سلیم و رفیق، ۲۰۱۲؛ تیواری، ۲۰۱۱).

1. Payne
2. Dickey-Fuller
3. Phillips-Perron
4. Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) Test
5. Apergis & Danuletiu
6. Menegaki
7. Salim & Rafiq
8. Tiwari
9. Tsou & Huang
10. Belke et al.

در این مطالعه آزمون‌های همجمعی پدرونی، کائو و آزمون وسترلاند استفاده شده است. استفاده از آزمون‌های مختلف ما را قادر می‌سازد تا پیش از تخمین روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت، نتایج همجمعی به دست آمده دارای استواری بیشتری باشد (کاهیا و همکاران، ۲۰۱۷).

نخستین گروه از آزمون‌های همجمعی پانلی توسط پدرونی^۱ (۲۰۰۱) و پدرونی (۲۰۰۴) پیشنهاد شد. آزمون همجمعی پیشنهادی پدرونی (۲۰۰۱، ۲۰۰۴) وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را با ایجاد هفت آزمون همجمعی بررسی می‌کند. این آزمون‌ها براساس پسماندهای تخمین رابطه (۲) است:

$$y_{it} = \alpha_i + \theta_i t + \sum_{j=1}^q \beta_{ij} X_{ji,t} + u_{i,t}, \quad t=1, \dots, T \text{ و } i=1, \dots, N \quad (2)$$

این آزمون‌ها در دو گروه قرار می‌گیرند. گروه نخست چهار آماره پانلی را در برمی‌گیرد شامل: آماره Panel-v (که ناپارامتریک بوده و بر اساس نسبت واریانس‌هاست) و آماره‌های Panel-rho، Panel-PP، و Panel ADF statistics که به ترتیب مشابه آماره ρ فیلپس-پرون، آماره t فیلپس-پرون و آماره ADF در سری‌های زمانی تک متغیره است و بر اساس رویکرد درون-گروهی صورت می‌گیرد. گروه دوم آزمون‌های پدرونی، آماره‌های گروهی را بر اساس رویکرد بین-گروهی^۲ محاسبه می‌کند. این آماره‌های گروهی عبارتند از: Group-rho، Group-pp، و Group-ADF. آزمون دیگر، آماره t کائو است که در چارچوب دیکی-فولر تعمیم‌یافته و با فرض همگنی بین پانل‌ها محاسبه می‌شود.

به منظور تضمین استواری نتایج مبنی بر وجود رابطه همجمعی، از آزمون‌های همجمعی پانل مبتنی بر بوت‌استرپ پیشنهادی وسترلاند^۳ (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. آزمون وسترلاند، چهار گزینه ایجاد می‌کند: Gt، Ga، Pt، و Pa. این آزمون از یک مدل تصحیح خطا برای تحلیل وجود رابطه بلندمدت در پانل‌های انفرادی و یا کل پانل استفاده می‌کند. وسترلاند (۲۰۰۷) مدل تصحیح خطای زیر را استفاده می‌کند:

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i Y_{i,t-1} + \lambda'_i X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{P_i} \gamma_{ij} X_{i,t-1} + e_{it} \quad (3)$$

1. Pedroni
2. Between
3. Westerlund

در رابطه (۳) i بیانگر کشورها و t مربوط به دوره زمانی است. d_t نمایانگر مؤلفه‌های قطعی است که در صورت $d_t=0$ بدون جزء ثابت، $d_t=1$ دارای جزء ثابت و $d_t=(1,t)'$ دارای جزء ثابت و روند است. α_i سرعت اصلاح انحراف از تعادل بلندمدت در صورت بروز یک شوک پیش‌بینی نشده را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه G_t و G_a از فرایندهای انفرادی میانگین وزنی استفاده می‌کنند، رد فرضیه صفر به معنای وجود رابطه بلندمدت در حداقل یکی از مقاطع است. در مقابل، P_a و P_t از فرایندهای ادغام مقاطع استفاده می‌کند و رد فرضیه صفر دلیل بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در کل پانل می‌باشد.

۵- تخمین رابطه بلندمدت

به منظور تحلیل رابطه بلندمدت، یک بردار همجمعی تخمین زده می‌شود. برای تخمین بردار همجمعی و دستیابی به کشش‌های بلندمدت، روش‌های اقتصادسنجی مختلفی معرفی شده است. در این مطالعه از دو رویکرد مشهور حداقل مربعات اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات پویا (DOLS) استفاده می‌شود. رویکرد اول، توسط پدرونی (۲۰۰۱) و رویکرد دوم توسط استوک و واتسون^۱ (۱۹۹۳) معرفی شده است. این روش‌ها با لحاظ کردن اثر همبستگی سریالی و همچنین درون‌زایی ناشی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، دستیابی به کارایی نامتقارن را ممکن می‌سازد. لذا، امکان کاربرد این تکنیک‌ها در نمونه‌های کوچک، جلوگیری از ایجاد تورش همزمانی و توزیع مجانبی نرمال از مهم‌ترین مزایای این روش‌هاست. پس از تخمین رابطه بلندمدت، به منظور برآورد ضرایب کوتاه‌مدت بر اساس رابطه (۴) از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده شد.

$$\Delta \ln y_{it} = c_i + \gamma_1 \Delta \ln y_{it-1} + \gamma_2 \Delta \ln X_{it} + \gamma_3 \Delta \ln X_{it-1} + \omega \text{ECM}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

که در آن Δ نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول و \ln لگاریتم طبیعی است. y_{it} متغیر وابسته مدل و X_{it} بردار متغیرهای توضیحی است. c_i اثرات ثابت مختص کشورها در مدل داده‌های پانل است. γ بردار ضرایب کوتاه‌مدت و $i=1,2,\dots$ وقفه متغیرهای مدل است که با توجه به معیارهای انتخاب وقفه قابل تعیین است. ω ضریب تصحیح خطا و ECM_{it-1} جمله تصحیح خطا می‌باشد.

۶- نتایج و بحث

نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مورد نظر مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد بوده اما با یک مرتبه تفاضل‌گیری همگی ایستا می‌شوند و $I(1)$ هستند. با توجه به نتایج آزمون ایستایی، می‌توان وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را با استفاده از آزمون همجمعی بررسی کرد.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

آزمون در سطح				نام آزمون
تولید ناخالص داخلی	ارزش افزوده کشاورزی	مصرف انرژی تجدیدپذیر	انتشار CO2	
-۱/۲۲۹ (۰/۱۰۹)	-۱/۷۹۰ (۰/۰۳۶)	-۰/۸۶۰ (۰/۱۹۴)	-۰/۷۷۲ (۰/۲۲۰)	LLC
۱/۵۸۴ (۰/۹۴۳)	۰/۰۷۰ (۰/۵۲۸)	-۰/۲۳۱ (۰/۴۰۸)	۱/۰۶۰ (۰/۸۵۵)	IPS
۷/۹۹۷ (۰/۸۸۹)	۱۵/۶۰۶ (۰/۳۳۸)	۱۳/۱۴۴ (۰/۵۱۵)	۶/۹۳۲ (۰/۹۳۷)	Fisher-ADF
۶/۰۱۸ (۰/۹۶۶)	۱۶/۶۲۵ (۰/۲۷۶)	۱۸/۶۵۸ (۰/۱۷۸)	۱۱/۷۳۷ (۰/۶۲۷)	Fisher-PP
آزمون با یک مرتبه تفاضل‌گیری				
-۲/۳۰۴** (۰/۰۱۰)	-۵/۱۱۹*** (۰/۰۰۰)	-۶/۴۸۳*** (۰/۰۰۰)	-۲/۰۹۵** (۰/۰۱۸)	LLC
-۴/۴۸۹*** (۰/۰۰۰)	-۷/۵۴۲*** (۰/۰۰۰)	-۷/۳۸۷*** (۰/۰۰۰)	-۵/۶۶۵*** (۰/۰۰۰)	IPS
۴۷/۵۸۶*** (۰/۰۰۰)	۷۹/۹۸۱*** (۰/۰۰۰)	۷۷/۴۰۰*** (۰/۰۰۰)	۵۸/۲۳۸*** (۰/۰۰۰)	Fisher-ADF
۱۰۶/۳۵۰*** (۰/۰۰۰)	۱۶۳/۴۰۰*** (۰/۰۰۰)	۱۲۶/۶۷۲*** (۰/۰۰۰)	۱۵۷/۷۰۶*** (۰/۰۰۰)	Fisher-PP

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز p-value مربوط به معناداری آماره آزمون را نشان می‌دهد. ** نمایانگر معناداری در سطح پنج درصد و *** معناداری در سطح یک درصد است.

سه نوع آزمون برای متغیرهای مورد نظر به کار گرفته شد: آماره‌های پانلی و گروهی پدرونی، کائو و وسترلاند. هر یک از این آزمون‌ها برای محاسبه آماره‌های مربوطه، از تکنیک‌ها و فروض متفاوتی استفاده می‌کنند. آزمون‌های اشاره شده، بر اساس فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه همجمعی و فرضیه آلترناتیو مبنی بر همجمع بودن سری‌ها صورت می‌گیرد.

جدول (۲) نتایج آزمون‌های همجمعی را نشان می‌دهد. در آزمون‌های پدرونی و کائو از معیار اطلاعاتی شوارتز برای تعیین طول وقفه استفاده شد. تخمین طیفی بر مبنای بارتلت کرنل و پهنای باند با انتخاب خودکار وقفه بر مبنای نیووی و وست صورت گرفت. آزمون پدرونی با عرض از مبدأ و ترند و آزمون وسترلاند با وقفه‌ای برابر با یک در نظر گرفته شد.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های همجمعی پدرونی، کائو و وسترلاند

p-value	آماره محاسباتی	آماره	آزمون همجمعی
۰/۰۰۰	۳/۸۷۷***	Panel-v	پدرونی درون گروهی
۰/۰۰۰	-۴/۱۹۰***	Panel-rho	
۰/۰۰۰	-۱۰/۵۹۸***	Panel-pp	
۰/۰۰۰	-۱۰/۲۸۱***	Panel-ADF	
۰/۰۰۰	-۳/۶۴۵***	Group-rho	پدرونی بین گروهی
۰/۰۰۰	-۱۴/۵۷۴***	Group-pp	
۰/۰۰۰	-۱۰/۲۸۱***	Group-ADF	
۰/۰۰۰	-۶/۲۵۳***	T	کائو
۰/۰۰۰	-۳/۲۰۷***	Gt	
۰/۹۰۳	-۴/۷۴۲	Ga	وسترلاند
۰/۰۰۳	-۷/۰۶۸***	Pt	
۰/۱۳۱	-۶/۹۴۷	Pa	

منبع: یافته‌های تحقیق *** معناداری نمایانگر در سطح یک درصد است.

مقادیر مربوط به آزمون‌های پدرونی حاکی از رد فرضیه صفر در پنج آزمون است. به بیان دیگر، براساس آزمون همجمعی پدرونی، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مصرف انرژی تجدیدپذیر، ارزش افزوده بخش کشاورزی، تولید ناخالص داخلی و انتشار دی اکسید کربن تأیید می‌شود. آماره t آزمون کائو نیز مؤید وجود رابطه بلندمدت بین

متغیرهای مذکور است. نتایج آزمون وسترلاند بر اساس Gt نشان داد که در حداقل یکی از مقاطع رابطه بلندمدت بین متغیرهای مذکور وجود دارد. افزون بر آن، نتایج آزمون وسترلاند بر اساس گزینه Pt نیز حاکی از وجود رابطه بلندمدت در کل پانل می‌باشد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که سری‌های مورد نظر تمایل به دنبال کردن یکدیگر در بلندمدت دارند و تفاوت بین آنها ایستاست.

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر، گام بعد تخمین رابطه است. برای تخمین بردار همجمعی از دو رویکرد تخمین حداقل مربعات پویا (DOLS) و حداقل مربعات اصلاح‌شده (FMOLS) استفاده شد. جدول (۳) نتایج به دست آمده از تخمین بلندمدت به روش‌های FMOLS و DOLS را نشان می‌دهد. نتایج تخمین‌های حداقل مربعات پویا و حداقل مربعات اصلاح‌شده از نظر علامت ضرایب با یکدیگر موافق بودند با این تفاوت که در مدل FMOLS تمامی متغیرها در سطح یک درصد معنادار شدند اما در مدل DOLS متغیر ارزش افزوده کشاورزی معنادار نشد.

جدول ۳. نتایج تخمین بلندمدت

ارزش افزوده کشاورزی	تولید ناخالص داخلی	مصرف انرژی تجدیدپذیر	
-۰/۰۷۴*** (۰/۰۰۰)	۰/۸۰۳*** (۰/۰۰۰)	-۰/۲۲۸*** (۰/۰۰۰)	FMOLS
	Adj.R2= 0.98	R2= 0.98	
-۰/۰۶۲ (۰/۲۳۷)	۰/۸۳۲*** (۰/۰۰۰)	-۰/۱۲۶*** (۰/۰۰۷)	DOLS
	Adj.R2= 0.98	R2= 0.98	

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز p-value مربوط به معناداری آماره آزمون را نشان می‌دهد. ** نمایانگر معناداری در سطح پنج درصد و *** معناداری در سطح یک درصد است.

نتایج تخمین FMOLS نشان داد که با یک درصد افزایش در مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بلندمدت ۰/۲۳ درصد کاهش می‌یابد. مقدار این ضریب در الگوی DOLS ۰/۱۳ درصد به دست آمده است. لذا با توجه به معناداری این ضریب می‌توان استنباط نمود که افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر که در

کشورهای منطقه MENA می‌تواند در دستیابی به اهداف تعیین شده در توافقنامه پاریس مؤثر واقع شود. این نتیجه در تضاد با بن جبلی و بن یوسف (۲۰۱۷) است. این تفاوت می‌تواند به این علت باشد که در کشورهای مورد مطالعه جبلی و یوسف، انرژی تجدیدپذیر لزوماً ترکیبی غالب از انرژی‌های پاک نیست. در حالی که در کشورهای منطقه MENA، با توجه به موقعیت جغرافیایی و پتانسیل دسترسی به انرژی‌های پاک، افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر راهکاری برای مقابله با آلودگی هوا در بلندمدت خواهد بود.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که در تخمین FMOLS، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی به افزایش ۰/۸ درصدی در انتشار گاز CO₂ منجر می‌شود. مقدار این ضریب در تخمین DOLS نیز ۰/۸۳ درصد به دست آمد. این نتیجه با نتایج طیف وسیعی از مطالعاتی که به رابطه تولید ناخالص داخلی با انتشار گازهای گلخانه‌ای پرداخته‌اند (کاهیا و همکاران، ۲۰۱۷؛ میکاییل اف و همکاران، ۲۰۱۸؛ پاین، ۲۰۱۰؛ هامیت-هاگار، ۲۰۱۲)، مبنی بر افزایش انتشار به دلیل افزایش تولید، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، در تطابق است.

بر اساس نتایج حاصل از تخمین FMOLS در جدول (۳) یک درصد افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی، انتشار CO₂ را با ۰/۰۷ درصد کاهش مواجه می‌کند. این ضریب در تخمین DOLS معنادار برابر با ۰/۰۶ درصد بوده و معنادار نمی‌باشد. اگرچه رواج مصرف کودهای شیمیایی در تولید محصولات کشاورزی و حتی در برخی نقاط، استفاده از سوخت‌های فسیلی برای استحصال آب‌های زیرزمینی و تأثیر مصرف این نهاده‌ها بر انتشار گازهای گلخانه‌ای، تولید بخش کشاورزی را با انتشار گازهای گلخانه‌ای همراه کرده است لیکن با توجه به اثر مثبت تولید ناخالص داخلی بر افزایش انتشار، می‌توان نتیجه گرفت که در کشورهای منتخب مورد بررسی در منطقه MENA، تولیدات بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌ها چون صنعت و حمل و نقل آلودگی کمتری را در پی دارد. این نتیجه هماهنگ با مطالعه جبلی و یوسف (۲۰۱۷) در کشورهای شمال قاره آفریقا است.

پس از تخمین بردار همجمعی، در ادامه با استفاده از پسماند حاصل از رابطه بلندمدت، رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای انتشار گاز CO₂، مصرف انرژی‌های

تجدیدپذیر، تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش کشاورزی بر اساس الگوی تصحیح خطا برآورد گردید. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت

متغیر	ضریب	ارزش احتمال
C	-۰/۰۰۱	۰/۹۲۷
D1.lnrenew	-۰/۱۰۶***	۰/۰۰۴
D1.lngdp	۰/۸۲۹***	۰/۰۰۰
D1.lnagva	-۰/۰۶۸	۰/۱۶۷
ECM(-1)	-۰/۲۷۸***	۰/۰۰۰
D.W.=1.99	F= 6.063 P-value= 0.000	R2=0.28 Adj.R2=0.23

منبع: یافته‌های تحقیق *** معناداری نمایانگر در سطح یک درصد است.

نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای منتخب منطقه MENA، انتشار گاز CO₂ را حدود ۰/۱۰ درصد کاهش می‌دهد. بنابراین اقدام به افزایش کاربرد انرژی‌های تجدیدپذیر در بخش‌های تولیدی کشورهای مذکور، در کوتاه‌مدت نیز به بهبود کیفیت محیط‌زیست منجر شده و دستیابی به اهداف مندرج در توافقنامه پاریس (۲۰۱۵) را ممکن می‌سازد. در مقابل، افزایش یک درصدی تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت نیز اثر منفی خود بر کیفیت محیط‌زیست را نشان می‌دهد؛ به طوری که منجر به افزایش ۰/۸۳ درصدی انتشار گاز دی اکسید کربن می‌شود. این در حالیست که افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر انتشار گاز CO₂ ندارد. ضریب جزء اصلاح خطا نیز که بیانگر سرعت تعدیل کوتاه‌مدت است ۰/۲۸ و معنادار شد. بدین معنا که در صورت بروز یک شوک تصادفی، در هر دوره ۰/۲۸ درصد از انحراف از تعادل بلندمدت اصلاح می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر تلاش شد نقش بخش کشاورزی و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در انتشار گازهای گلخانه‌ای بررسی شود. برای این منظور رابطه بین متغیر انتشار گاز CO₂ با متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تولید ناخالص داخلی برای کشورهای منتخب منطقه MENA طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۰ مورد توجه قرار گرفت. برای دستیابی به این هدف از تحلیل همجمعی پانلی برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر استفاده شد. پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت توسط آزمون‌های مختلف همجمعی شامل آزمون پدرونی، کائو و وسترلاند، رابطه بلندمدت تخمین زده شد. نتایج تخمین رابطه بلندمدت حاکی از اثر معنادار هر سه عامل بر انتشار CO₂ بود. در رابطه با مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، در هر دو روش تخمین به کار گرفته، کشش‌های منفی و معناداری به دست آمد. لذا کاملاً آشکار است که افزایش استفاده از این نوع انرژی، راهکاری بلندمدت در بهبود کیفیت محیط‌زیست کشورهای منطقه MENA خواهد بود. این رابطه در برخی مطالعات که به بررسی رابطه مصرف انرژی تجدیدپذیر با کیفیت محیط‌زیست در کشورهای دیگر پرداخته‌اند هماهنگ نیست (بن جلی و بن یوسف، ۲۰۱۷). این امر دلیل بر این واقعیت است که ترکیب انرژی‌های تجدیدپذیر در منطقه MENA بیشتر دربرگیرنده انرژی‌های پاک شامل انرژی خورشیدی و انرژی باد است. برای مثال می‌توان به ایران که یکی از کشورهای منطقه مورد بررسی است، پتانسیل بالایی در دریافت و به‌کارگیری انرژی خورشیدی دارد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاری در انرژی‌های پاک و جایگزین نمودن آن با انرژی‌های فسیلی در کشورهای منطقه، در اولویت سیاست‌های جاری منطقه‌ای قرار گیرد؛ اما باید توجه کرد که رابطه مثبت و معنادار تولید ناخالص داخلی و انتشار CO₂ حاکی از نیاز جاری اقتصادهای منطقه به مصرف سوخت‌های فسیلی در رشد تولید کالا و خدمات است. بنابراین، عدم توجه به نیاز رشد اقتصادی منطقه به استفاده از انرژی‌های فسیلی و تأکید بر سرمایه‌گذاری سریع در انرژی‌های تجدیدپذیر ممکن است ساده‌انگارانه باشد. لذا به‌منظور گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر پیشنهاد می‌شود که دولت‌ها برای سرمایه‌گذاران در این زمینه، محیط مساعد از جمله ایجاد ثبات اقتصاد کلان، تجهیز زیرساخت‌ها، تعریف حقوق مالکیت و آزادی تجاری را مدنظر

قرار دهند. بدین ترتیب می‌توان انتظار داشت که در بلندمدت، در کنار توسعه کشورهای منطقه، ترکیب مصرف انرژی به سمت انرژی‌های تجدیدپذیر تغییر کند.

بر اساس نتایج به دست آمده، ارزش افزوده کشاورزی اثر منفی بر انتشار گاز CO₂ دارد. با توجه به اینکه کشورهای مورد مطالعه اکثراً تولیدکننده نفت هستند و رشد اقتصادی منطقه وابسته به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر است، این نتیجه دور از انتظار نیست. همان‌طور که در مطالعه بن جیلی و بن یوسف (۲۰۱۷) نیز تأیید شده است، این نتیجه بیانگر برتری بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی از جمله صنعت و حمل و نقل در آلودگی محیط‌زیست است. اما آنچه روشن و آشکار است بحث اصلاح تکنولوژی تولید در فعالیتهایی چون کشاورزی است. بر اساس باور سازمان غذا و کشاورزی ملل متحد، بخش کشاورزی دارای پتانسیل شایان توجهی در کاهش انتشار در فعالیتهای خود است. بر این اساس و با توجه به نفت-محور بودن کشورهای منطقه منا، می‌توان پیشنهاد کرد که در فرایند توسعه کشورهای مذکور به پتانسیل‌های بخش کشاورزی توجه بیشتری نمایند.

نتایج تخمین کوتاه‌مدت نشان داد که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کوتاه‌مدت نیز اثر مثبت و معنادار بر بهبود کیفیت محیط‌زیست کشورهای مذکور دارد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاری در تولید انرژی‌های پاک صرفاً به بلندمدت سپرده نشود. برای این منظور پیشنهاد می‌شود بخشی از تولید ناخالص سالانه به سرمایه‌گذاری در تولید انرژی‌های تجدیدپذیر پاک تخصیص یابد. همچنین، نتایج کوتاه‌مدت حاکی از اثر منفی و معنادار تولید ناخالص داخلی بر کیفیت محیط‌زیست است. این در حالیست که اثر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر انتشار گاز CO₂ در کوتاه‌مدت معنادار نیست. ضریب اصلاح خطا در تخمین کوتاه‌مدت ۰/۲۸ درصد به دست آمد. بر این اساس، در صورت بروز شوک تصادفی، سالانه ۰/۲۸ درصد از فاصله از تعادل بلندمدت اصلاح می‌شود و حدوداً چهار سال طول می‌کشد تا اثر آن شوک از بین رود. لذا پیشنهاد می‌شود در فعالیتهای اقتصادی وابسته به مصرف انرژی‌های فسیلی دامنه‌ای از حد مجاز انتشار آلودگی رعایت گردد تا محیط‌زیست را با تکانه‌های آسیب‌زننده به کیفیت مواجهه نکند.

منابع

خراسانیان، زهره و نغمه مبرقعی، ۱۳۹۲، تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر کاهش آلودگی هوا، اولین همایش ملی انرژی‌های نو و پاک، همدان، شرکت هم اندیشان محیط‌زیست فردا، http://www.civilica.com/Paper-CCE01-CCE01_046.html

هوشمند، محمود و اعظم محمدباقری، ۱۳۹۴، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال یازدهم، شماره ۴، ۱۶۰-۱۳۹

Apergis, N., & Danuletiu, D. C. (2014). Renewable energy and economic growth: Evidence from the sign of panel long-run causality. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(4): 578-587.

Apergis, N., Payne, J.E. (2012). Renewable and non-renewable energy consumption-growth nexus: evidence from a panel error correction model. *Energy Econ.* 34: 733-738.

Apergis, N., Payne, J.E., Menyah, Kojo, Wolde-Rufael, Y. (2010). On the causal dynamics between emissions, nuclear energy, renewable energy, and economic growth. *Ecol. Econ.* 69: 2255-2260.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

Bayrakcı, A. G., & Koçar, G. (2012). Utilization of renewable energies in Turkey's agriculture. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(1): 618-633.

Belke, A., Dobnik, F., & Dreger, C. (2011). Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship. *Energy Economics*, 33(5): 782-789.

Ben Jebli, M. & Ben Youssef, S. (2017). The role of renewable energy and agriculture in reducing CO2 emissions: Evidence for North Africa countries. *Ecological Indicators*, 74: 295-301.

Ben Jebli, M., & Ben Youssef, S. (2017). Renewable energy consumption and agriculture: evidence for cointegration and Granger causality for Tunisian economy. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 24(2): 149-158.

Bonnet, C., Bouamra-Mechemache, Z., & Corre, T. (2018). An environmental tax towards more sustainable food: empirical evidence of the

consumption of animal products in France. *Ecological Economics*, 147: 48-61.

Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 161-177). Emerald Group Publishing Limited.

Breitung, J., & Das, S. (2008). Testing for unit roots in panels with a factor structure. *Econometric Theory*, 24(1): 88-108.

Du, L., Wei, C., & Cai, S. (2012). Economic development and carbon dioxide emissions in China: Provincial panel data analysis. *China Economic Review*, 23(2): 371-384.

Esteve, V., & Tamarit, C. (2012). Threshold cointegration and nonlinear adjustment between CO2 and income: the environmental Kuznets curve in Spain, 1857–2007. *Energy Economics*, 34(6): 2148-2156.

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2): 148-161.

Hamit-Haggar, M. (2012). Greenhouse gas emissions, energy consumption and economic growth: A panel cointegration analysis from Canadian industrial sector perspective. *Energy Economics*, 34(1): 358-364.

Hurlin, C., & Mignon, V. (2005). Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel. *Economie prevision*, (3): 253-294.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1): 53-74.

Jalilvand, D. R., & Friedrich-Ebert-Stiftung Büro. (2012). *Renewable Energy for the Middle East and North Africa: Policies for a Successful Transition*. Friedrich-Ebert-Stiftung, Department for Near/Middle East and North Africa.

Kahia, M., Aïssa, M. S. B., & Lanouar, C. (2017). Renewable and non-renewable energy use-economic growth nexus: The case of MENA Net Oil Importing Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 71: 127-140.

Khorasanian, Z., & Mobarghaei, N. (2013). Impact of renewable energies on air pollution reduction. First National Conference on Renewable and Clean Energy, Hamedan, http://www.civilica.com/Paper-CCE01-CCE01_046.html.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1): 1-24.

Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1): 631-652.

Menegaki, A. N. (2011). Growth and renewable energy in Europe: a random effect model with evidence for neutrality hypothesis. *Energy economics*, 33(2): 257-263.

Mikayilov, J. I., Galeotti, M., & Hasanov, F. J. (2018). The impact of economic growth on CO2 emissions in Azerbaijan. *Journal of cleaner production*, 197, 1558-1572.

Pachauri, R. K., Allen, M. R., Barros, V. R., Broome, J., Cramer, W., Christ, R.,... & Dubash, N. K. (2014). *Climate change 2014: synthesis report. Contribution of Working Groups I, II and III to the fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (p. 151). IPCC.

Payne, J. E. (2010). Survey of the international evidence on the causal relationship between energy consumption and growth. *Journal of Economic Studies*, 37(1): 53-95.

Pedroni, P. (1996). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity. Manuscript, Department of Economics, Indiana University: 1-45.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1): 653-670.

Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited.

Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4): 727-731.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3): 597-625.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2): 265-312.

Reynolds, L., & Wenzlau, S. (2012). *Climate-Friendly Agriculture and Renewable Energy: Working Hand-in-Hand toward Climate Mitigation*. Worldwatch Institute. ed.

- Rogelj, J., Den Elzen, M., Höhne, N., Fransen, T., Fekete, H., Winkler, H., .. & Meinshausen, M. (2016). Paris Agreement climate proposals need a boost to keep warming well below 2 C. *Nature*, 534(7609): 631.
- Salim, R. A., & Rafiq, S. (2012). Why do some emerging economies proactively accelerate the adoption of renewable energy?. *Energy Economics*, 34(4): 1051-1057.
- Shahbaz, M., Hye, Q. M. A., Tiwari, A. K., & Leitão, N. C. (2013). Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO2 emissions in Indonesia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25: 109-121.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Tiwari, A. K. (2011). A structural VAR analysis of renewable energy consumption, real GDP and CO2 emissions: evidence from India. *Economics Bulletin*, 31(2): 1793-1806.
- Tsou, Y. C., & Huang, B. N. (2012). Oil price, Nuclear energy, Renewable energy, and Economic growth Unpublished results.
- United Nations Framework Convention on Climate Change. Adoption of The Paris Agreement. 2015. Conference of the Parties Twenty-first session Paris. Agenda item 4(b): 1-32.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6): 709-748.
- Zoundi, Z. (2017). CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72: 1067-1075.

The Role of Agriculture and Renewable Energy in Meeting the Goals of the Paris Agreement; Case Study: Selected Countries of MENA Region

Derna Jahangirpour¹

PhD Student in Natural Resources and Environmental Economics, Department
of Agricultural Economics, Shiraz University, djahangirpour@shirazu.ac.ir

Mansour Zibaei

Professor, Faculty of Agriculture, Department of Agricultural Economics,
Shiraz University, Zibaei@shirazu.ac.ir

Received: 2019/09/09 Accepted: 2020/02/15

Abstract

This study investigates the relationship between renewable energy consumption, agricultural value added and per capita GDP with CO₂ emissions in selected countries of MENA region. The study estimates the values of cointegration amongst the selected variables using panel data from selected countries for the period 1990 to 2014. The results indicated a long-run relationship between these variables. Estimation of long-term relationships showed that consumption of renewable energies and agricultural value added had a significant negative effect on CO₂ emissions and per capita GDP had a positive and significant effect. This indicates the usefulness of investments in renewable energies. In the short run it is estimated that agricultural value added has no significant effect on emissions, while renewable energy consumption and per capita GDP have significant effects. Given the significant short-run adjustment coefficient of these two variables, it will take approximately four years for an accidental shock to be corrected. Therefore, it is recommended that economic activities that use fossil fuels be subject to the maximum permissible limits of pollution emission, in order to protect the environment.

JEL Classification: Q1, Q2, Q4, Q53, C59

Keywords: Greenhouse gas emissions, renewable energies, agricultural value added, MENA region

1. Corresponding Author