فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) ـ سال بیست و یکم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۰ ـ صفحات ۸۲-۵۹

# جهانی سازی، مصرف انرژی و تخریب محیط زیست در ایران: شواهد تجربی از آزمون هم انباشتگی مکی

باقر درویشی[۱]
علی مریدیان پیردوستی[۲]
معصومه مطلبی[۳]
فاطمه هواس بیگی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۶/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۹/۱۵

**چکیده**

*جهانی‌سازی، عامل مهم برای انتشار دی‌اکسیدکربن است و باعث می‌شود، کشورها از لحاظ اقتصادی، اجتماعی و سیاسی با یکدیگر در تعامل باشند و تعامل بین کشورهای مختلف به ناچار انتشار $CO_2$ را تحت‌تأثیر قرار خواهد داد. هدف مطالعه حاضر، بررسی اثرات پویای جهانی‌شدن و مصرف انرژی بر تخریب محیط زیست ایران است. بنابراین، بررسی می‌شود که در بین متغیرهای جهانی‌سازی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی، کدامیک در فرایند تخریب محیط‌زیست، تأثیرگذارتر است. جهت بررسی موضوع، از داده‌های سری زمانی طی دوره ۱۳۹۵ - ۱۳۵۷ و آزمون هم‌انباشتگی مکی و برای برآوردهای بلندمدت پویا، از مدل‌های FMOLS و CCR استفاده می‌شود. نتایج، نشان می‌دهد که جهانی شدن، بدون توجه به کاهش یا افزایش رشد اقتصادی، باعث افزایش تخریب محیط‌زیست می‌شود؛ و اثر مقیاس، در ایران، غالب است.*

**واژگان کلیدی:** فرضیه EKC، تخریب محیط زیست، مصرف انرژی، هم‌انباشتگی مکی
**طبقه‌بندی JEL:** C22، Q20

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران darvishi_b@yahoo.Com
۲. کارشناس ارشد اقتصادشهری، دانشگاه هنراصفهان، اصفهان (نویسنده مسؤول) alimoridian@ymail.Com
۳. دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان، لرستان masoumemotaleb@yahoo.Com
۴. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه ایلام، ایلام fatemehavasbeigi@gmail.Com

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

**۱. مقدمه**

جهانی‌سازی، پدیده‌ای است که از ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی بر جوامع تأثیر می‌گذارد و با گسترش جریان سرمایه‌گذاری و تجارت کالاها و خدماتی که به رشد اقتصادی منجر می‌شود، بین اقتصادهای مختلف رابطه برقرار می‌کند (Shahbaz *et al.*, 2017). جهانی‌سازی، امکان انتقال فن-آوری پیشرفته از اقتصادهای توسعه‌یافته به اقتصادهای در حال توسعه را فراهم می‌کند، به بهبود تقسیم کار کمک می‌کند، مزیت نسبی ملل مختلف را افزایش می‌دهد و با افزایش تجارت، بهره‌وری کل عوامل را بهبود می‌بخشد.

جهانی‌سازی، فعالیت اقتصادی را از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و انتقال فن‌آوری پیشرفته از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه، تقویت می‌کند. همچنین فرصت‌های سرمایه‌گذاری را از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فراهم، و بازارهای مالی را تقویت می‌کند. جهانی‌سازی به‌طور مستقیم، تجارت و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد و این امر، بر تقاضای انرژی و محیط‌زیست تأثیر می‌گذارد.

شهباز و همکاران (Shahbaz *et al.*, 2016a)، بیان کردند که روند جهانی‌شدن در بین کشورهای مختلف جهان رو به افزایش است که باعث افزایش رقابت بین کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته می‌شود. اقتصادها هم‌اکنون درگیر جهانی‌سازی و رقابت هستند، بنابراین، آنها با یکدیگر از نظر اجتماعی، اقتصادی و سیاسی، ارتباط نزدیکی دارند. اقتصادهای در حال توسعه می‌خواهند با افزایش فعالیت‌های اقتصادی، رشد اقتصادی را افزایش دهند و از طرف دیگر، ریشه‌کن کردن فقر نیز برای آنها در اولویت است. همچنین، می‌خواهند از یک استراتژی متمایز در سراسر جهان حمایت کنند تا یک مزیت رقابتی کسب کنند. روند صنعتی شدن، شهرنشینی و ظرفیت بالای تولید محصولات، به ریشه‌کن کردن فقر منجر می‌شود.

بدون این مراحل، کاهش فقر، هم در سطح ملی و هم در سطح جهانی دشوار می‌شود. از این رو، برای بهبود رشد اقتصادی، کشورها باید فعالیت‌های اقتصادی مانند تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی، سطح تولید و صنعتی شدن را افزایش دهند.

انرژی، یک ضرورت اساسی برای فعالیت‌های اقتصادی و منبع اصلی تجارت است. مصرف زیاد انرژی در اقتصاد، به انتشار بیشتر کربن منجر می‌شود. جهانی‌سازی بازارها بر کیفیت محیط‌زیست مانند گرم شدن کره زمین، کاهش مواد معدنی یا سایر منابع طبیعی و غیره، به‌شدت تأثیر گذاشته است.

براساس شاخص جهانی‌شدن KOF، جهانی‌شدن در ابعاد مختلفی تأثیرگذار است اما مهمترین آنها در جهان، بدین‌صورت رتبه‌بندی شده‌اند: جهانی‌شدن اقتصادی ۳۶ درصد، جهانی‌شدن در بعد

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

اجتماعی ۳۷ درصد و جهانی‌شدن در بعد سیاسی ۲۶ درصد است. شاخص جهانی‌شدن همراه با نوساناتی، با روند صعودی حرکت می‌کند و روند کاهش این شاخص تا سال ۱۳۶۹ ادامه داشته، اما از سال ۱۳۷۰ این شاخص روند صعودی یافته است. در سال ۱۳۹۵ جهانی‌شدن، بیشترین مقدار را با میزان ۵۵/۲۲ درصد داشته است.

همان‌طور که گفته شد، این شاخص با نوسانات زیادی همراه بوده و در عین حال، دارای یک روند صعودی بوده، به‌طوری که از ۳۱/۶۹ درصد سال ۱۳۷۰ به ۵۵/۲۲ درصد رسیده، و متوسط نرخ رشد این شاخص طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۸، ۱/۱۶ درصد است. با محاسبات انجام گرفته در خصوص نرخ رشد جهانی‌شدن، مشاهده شد که بیشترین و کمترین میزان رشد با ۱۵/۲۲ و ۱۲/۹۱- درصد به ترتیب، مربوط به سال ۱۳۸۰ و ۱۳۵۸ بوده است.

اثر جهانی‌سازی بر مصرف انرژی در سه حالت تحلیل می‌شود: اثر مقیاس، اثر فنی و اثر ترکیبی. از طریق کانال اثر مقیاس، با ثابت ماندن همه عوامل دیگر، جهانی‌سازی فعالیت اقتصادی را افزایش خواهد داد و بنابراین، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد (Cole, 2006).

براساس اثر فنی، جهانی‌سازی به کشورها امکان می‌دهد با وارد کردن تکنولوژی پیشرفته، فعالیت‌های تولیدی را با کاهش مصرف انرژی انجام دهند (Dollar & Kraay, 2004; Antweiler *et al.*, 2001).

سرانجام اثر ترکیبی جهانی‌سازی بر مصرف انرژی رخ می‌دهد، زمانی‌که مصرف انرژی با رشد در فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد (Stern, 2007).

علاوه براین، جهانی‌سازی به اقتصاد اجازه می‌دهد، فعالیت‌های تولیدی را از کشاورزی به صنعتی و سرانجام به بخش خدمات تغییر دهد. بدین‌طریق، روش‌های تولیدی اصلاح می‌شود، به‌صورتی‌که اقتصاد از تولیدی به بخش خدماتی تغییر شکل می‌دهد، تقاضای انرژی کاهش می‌یابد و کیفیت محیط‌زیست بهبود می‌یابد (Jena & Grote, 2008).

به‌طورکلی، بین اقتصاد و محیط زیست، رابطه متقابل وجود دارد. بنگاه‌ها با استفاده از منابع اقتصادی از جمله مواد اولیه و انرژی، کالاها و خدمات را تولید می‌کنند و در این فرایند، قسمتی از نهاده‌های مورد استفاده در تولید را به‌عنوان ضایعات و پسماند به محیط زیست باز می‌گردانند. این ضایعات که عمدتاً به‌شکل گازهای مونواکسیدکربن، دی اکسیدکربن، دی اکسید سولفور و یا مواد زائد جامد و فاضلاب هستند، موجب بروز آلودگی‌ها یا تحمیل هزینه‌های خارجی به جامعه می‌شود. بدین ترتیب، ملاحظه می‌گردد که اتخاذ هر تصمیم در اقتصاد با هزینه فرصت یا فرصت‌های از دست رفته، رو به رو است (موسوی، سلمانپور و شکوهی فرد، ۱۳۹۶).

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

تمرکز این مطالعه، به ترکیب مصرف انرژی و شاخص جهانی‌شدن (از جنبه‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جهانی شدن)، برای بررسی عملکرد آلاینده‌ها و در نتیجه، تعیین فرضیه EKC در ایران است. همچنین، با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی که قادر به شناسایی چندین شکست ساختار ناشناخته است، بررسی می‌شود که در بین متغیرهای جهانی‌شدن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی، کدامیک دارای حرکت رو به بالا یا رو به پایین بر روی منحنی EKC در ایران است.

بجز مطالعات اخیر مانند شهباز و همکاران (Shahbaz *et al*., 2016a; 2018a)، اکثر مطالعات موجود، تأثیر جهانی‌سازی در EKC را از طریق صادرات و واردات کشورهای تحت بررسی مدل‌سازی کردند. علاوه‌براین، شمار زیادی از مطالعات، دیگر متغیرهای تجاری مانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و درجه آزادی (Grossman & Krueger, 1991; Copeland & Taylor, 2004) را در نظر گرفتند. چندین مطالعه افزایش انتشار $CO_2$ را نشان داده‌اند (Zhang *et al*., 2018; Bekun *et al*., 2019).

گزارش‌های سازمان اطلاعات انرژی ایالات متحده، بیان می‌کند که بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵، انتشار $CO_2$ به‌میزان ۱/۳ درصد افزایش داشته است. ایران نیز مصرف انرژی بالایی دارد، بنابراین، یافته‌های این مطالعه، به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سیاست‌های زیست‌محیطی و انرژی را تقویت کنند که بهره‌وری انرژی را افزایش می‌دهد و در نتیجه، رشد اقتصادی در ایران افزایش می‌یابد.

ادامه مقاله، بدین‌ترتیب سازمان‌دهی می‌شود: بعد از مقدمه؛ بخش دوم، ادبیات و مطالعات مرتبط با موضوع حاضر؛ بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق؛ بخش چهارم، تجزیه و تحلیل مدل و بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات.

## ۲. بررسی ادبیات و پیشینه پژوهش

### ۲-۱. مبانی نظری

در طول چهار دهه گذشته و با استفاده گسترده از انرژی، اقتصاد جهانی، رشد اقتصادی چشمگیری را تجربه کرده است. این تقاضای فزاینده، هم برای انرژی و هم، برای رشد اقتصادی، عواقب زیست محیطی را به دنبال داشته است (shahbaz *et al*., 2017b). جهانی‌شدن اقتصاد بر تحرک فزاینده نیروی کار، سرمایه و تکنولوژی، گسترش تجارت بین‌المللی و گسترش ارتباطات تأکید دارد. آزادسازی و جهانی‌شدن موجب افزایش حجم و نوع مبادلات مرزی کالاها و خدمات و افزایش جریان سرمایه بین‌المللی و همچنین تسریع انتقال تکنولوژی می‌شود.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

جهانی‌شدن، آنچنان جدی درحال گسترش می‌باشد که به‌نظر می‌رسد، دولت‌ها و ملت‌های مختلف باید با نگرش عالمانه و بررسی‌های کارشناسی به طور دقیق نحوه جهت‌گیری خود را در مقابل آن مشخص نمایند. جهانی‌شدن همراه با چالش‌ها و فرصت‌ها است و ایران نیز نمی‌تواند از این قاعده مستثنی باشد. به نظر می‌رسد که عدم تعیین سیاست مناسب اقتصادی و تعیین نوع، حدود و چگونگی رویارویی با این واقعیت و برخورد انفعالی در قبال آن، ضررهای جبران‌ناپذیری را به‌دنبال خواهد داشت. مانند بسیاری از تحولات تاریخی، جهانی شدن، هم پیامدهای مثبت و هم، پیامدهای منفی به همراه دارد. از جملهٔ این پیامدها، تغییر در انتشار آلاینده‌ها می‌باشد (موسوی، نیازی و فرج زاده، ۱۳۹۲).

**۱-۱-۲. اثرات جهانی‌سازی بر انتشار دی‌اکسید کربن**

جهانی‌سازی، عامل مهم برای انتشار دی‌اکسیدکربن است و باعث می‌شود، کشورها از لحاظ اقتصادی، اجتماعی و سیاسی با یکدیگر در تعامل باشند و تعامل بین کشورهای مختلف به ناچار، انتشار $CO_2$ را تحت‌تأثیر قرار خواهد داد. اثرات جهانی‌سازی بر انتشار گاز $CO_2$ در چندین مطالعه بحث شده است، اما نتایج‌شان متناقض است.

شاجح آر و همکاران (Shujah Ur *et al.*, 2019)، گزارش کردند که جهانی‌سازی به‌طور معناداری انتشار $CO_2$ را برای کشورهای اروپای مرکزی و شرقی کاهش می‌دهد. یو و الوی (You & Lv., 2018)، اثبات کردند که اثرات کلی رشد اقتصادی منفی و معنادار برای ۸۳ کشور است.

زیدی و همکاران (Zaidi *et al.*, 2019)، گزارش کردند که جهانی‌سازی، اثر منفی و معنادار بر انتشار $CO_2$ برای کشورهای عضو شورای همکاری اقتصادی آسیا و اقیانوسیه دارد.

آکادیری و همکاران (Akadiri *et al.*, 2019)، یافتند که اثرات جهانی‌سازی برای ترکیه منفی هستند اما معنادار نیستند.

خان و همکاران (Khan *et al.*, 2019)، یافتند که جهانی‌سازی اقتصادی، اجتماعی و سیاسی، اثرات مثبت بر انتشار گاز $CO_2$ برای پاکستان دارد.

جهانی‌شدن یک حرکت ترکیبی برای محیط‌زیست است، تجارت آزاد از یک طرف می‌تواند به رشد اقتصادی منجر شود و از طرف دیگر، به افزایش آلودگی، خسارات فرامرزی و مصرف ناپایدار منابع طبیعی منتهی می‌گردد. در حالی که جهانی‌سازی موجب تقویت ادغام اقتصادی و کاهش قیمت برای مصرف‌کنندگان، بهبود خدمات و افزایش حق انتخاب و رقابت در بازار می‌شود، اما در این راستا، اگر ساختار نظارتی ملی و همکاری‌های بین‌المللی متناسب با جهانی‌سازی اقتصاد نباشد، ممکن است آسیب جدی به محیط‌زیست وارد کند (Esty & Inovana, 2003).

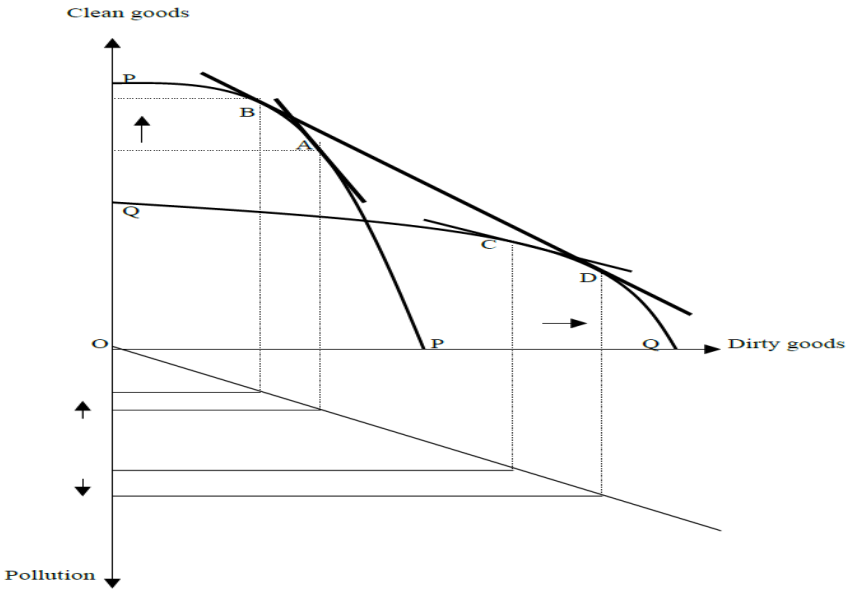
[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

بنابراین، فروض مختلفی در مورد اثرات جهانی‌سازی بر انتشار آلودگی وجود دارد. اول، فرضیه پناهگاه آلودگی (PHH)[1] است. بر طبق این فرضیه، قواعد و قوانین فعالیت زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه به‌خوبی توسعه نیافته‌اند. همچنین، کشورهای در حال توسعه به‌دنبال دسترسی به توسعه با سرعت بالا هستند، بنابراین، صنایع مرتبط با آلودگی زیاد، از کشورهای توسعه-یافته به کشورهای در حال توسعه منتقل می‌شوند (Liu *et al.*, 2020).

فرضیه پناهگاه آلودگی، پیش‌بینی می‌کند که تحت عنوان تجارت آزاد، شرکت‌های چندملیتی، تولید کالاهای آلاینده را به کشورهای در حال توسعه، به‌دلیل نظارت زیست‌محیطی پایین‌تر در این کشورها انتقال دهند. کشورهای در حال توسعه، مزیت نسبی را در صنایع آلاینده‌تر ایجاد خواهند کرد و به پناهگاهی برای صنایع آلاینده جهان تبدیل می‌شوند. بنابراین، کشورهای توسعه‌یافته انتظار دارند، در رابطه با کیفیت محیط‌زیست، از تجارت سود به‌دست بیاورند، در حالی که کشورهای در حال توسعه، زیان خواهند کرد (شکل ۱).

**شکل ۱. فرضیه پناهگاه آلودگی**




منبع: Dinda., 2006:19

1. Pollution Haven Hypothsis

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

در تضاد با فرضیه پیشین، فرضیه موهبت عامل[1] (FEH) بیان می‌کند که کشور با فراوانی کالاهای سرمایه‌محور صادر می‌کند که تولید را افزایش می‌دهد و در نتیجه، آلودگی در کشور با فراوانی سرمایه افزایش می‌یابد. اثرات تجارت بر محیط زیست به مزیت نسبی وابسته است که یک کشور از آن برخوردار است. با این دیدگاه، کشور با فراوانی سرمایه، به صادرات کالاهای سرمایه‌بر به‌رغم تفاوت‌ها در سیاست زیست‌محیطی تمایل دارد. با توجه به فرضیه موهبت عامل، صنایع آلاینده در کشورهای ثروتمند متمرکز هستند که همچنین احتمال فراوانی سرمایه دارند؛ به‌این دلیل که صنایع آلاینده، معمولاً سرمایه‌بر هستند و بنابراین، کشورهای با فراوانی سرمایه، ثروتمندند و مزیت نسبی در این صنایع دارند (Copeland & Teylor, 2004).

فرضیه دیگر در مورد اثر جهانی‌سازی بر انتشار آلودگی، فرضیه اثرات عظیم[2] است. بر اساس این فرضیه، کشورهای در حال توسعه می‌توانند انتشار گاز کربن را با تکنولوژی کاهش کربن، محدود کنند که این فرایند، از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه منتقل می‌شود (Liu *et al.*, 2020).

### ۲-۱-۲. منحنی کوزنتس زیست‌محیطی[3] (EKC)

مطالعات زیادی (به‌عنوان مثال: Selden & Song, 1994; Rothman, 1998) اثبات کردند که رابطه U معکوس بین تخریب محیط‌زیست و درآمد وجود دارد. نقطه نظر مشترک مطالعاتی که منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را بررسی کردند، ادعایی است که تخریب محیط زیست در ابتدا افزایش می‌یابد تا توسعه اقتصادی به سطح بالایی برسد و بعد از آن، همراه افزایش توسعه اقتصادی کاهش می‌یابد. این رابطه، U معکوس منحنی کوزنتس زیست‌محیطی (EKC) نامیده می‌شود.

به پیروی از مطالعه کوزنتس (Kuznets, 1995) که رابطه مشابهی را بین نابرابری درآمد و توسعه اقتصادی فرض کرده است، EKC با مسأله اثرات رشد اقتصادی یا توسعه بر محیط زیست یک کشور مرتبط است. این فرضیه اشاره دارد که اگر EKC موجود باشد، کشور می‌تواند پیشرفت نماید، بدون اینکه برای کیفیت محیط‌زیست مزاحمت ایجاد کند (Bartlet, 1994; Mohapatra *et al.*, 2016).

ادبیات منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، رشد چشمگیری را از حدود چهار دهه پیش به‌دلیل تغییرات سریع در سطوح طبیعی و همچنین توزیع عوامل شیمیایی که تهدیدی برای سلامتی افراد بوده، داشته است. این مسأله، توجه سیاست‌گذاران و محققان را به‌منظور بررسی اثرات و کاربردهای این پدیده بر توسعه انسانی و محیطی جلب کرده است. برای مثال، رفیندادی (Rafindadi, 2016a)،

1. Factor Endowment Hyphothesis
2. Halo Effects Hypothesis
3. Environmental Kuznets Curve

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

ازاتک و همکاران (Ozatac *et al.*, 2017) و کاستریوگلو و کاستریگلو (Katircioğlu & Katircioğlu, 2018a)، دیدگاه‌های مختلفی بر رابطه انتشار گاز دی‌اکسید کربن و رشد GDP در مطالعات مختلف به‌صورت پنلی و غیرپنلی ارائه کرده‌اند.

نویسندگان بیان کردند که EKC الگوی U شکل معکوس را پیروی می‌کند که نشان می‌دهد، افزایش در آلودگی محیط‌زیست، به‌دلیل الگوی مصرف انرژی است؛ اما کاستریوگلو و همکاران (Katircioglu *et al.*, 2018) بیان کردند که EKC جهانی U معکوس نیست و منحنی EKC مثلاً در ترکیه به‌دلیل انفجار جمعیت و شهرنشینی، شیب رو به پایینی دارد. دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد مبنی بر اینکه EKC در بعضی کشورها صدق نمی‌کند.

سارکودی و ترزو (Sarkodie & Strezov, 2018)، دریافتند که فرضیه EKC رابطه بین انتشار کربن و رشد اقتصادی، تنها برای چین و استرالیا به‌صورت U معکوس اثبات می‌شود. در غنا، شکل رابطه رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسید کربن یکنواخت است، درحالی‌که در آمریکا N شکل است.

**۲-۲. پیشینه پژوهش**

پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶)، به بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا پرداختند. در این مطالعه، تلاش شده با استفاده از روش داده‌های تلفیقی (پانل)، اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ۶۷ کشور با گروه‌های درآمدی متفاوت (شامل ایران) مورد آزمون قرار گیرد. بدین منظور اثر رشد اقتصادی، جمعیت شهری، قوانین زیست محیطی، تعداد خودرو و درجه باز بودن اقتصاد بر میزان آلودگی هوا مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حکایت از برقراری منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای مورد بررسی دارد.

مهرابی و همکاران (۱۳۸۹)، با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه گسترده، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت میان آزادسازی تجاری و آلودگی محیط‌زیست در ایران را بررسی کرده و نشان دادند آزادسازی تجاری و درجه باز بودن اقتصاد، آلودگی را کاهش می‌دهد. همچنین، آزادسازی تجاری در بلندمدت، از مشکلات زیست‌محیطی ناشی از رشد می‌کاهد. آنها در مطالعه خود، اثر آزادسازی تجاری بر آلودگی را در قالب نظریه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس آزموده و بر این اساس، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای اقتصاد ایران تأیید می‌کنند.

موسوی و همکاران (۱۳۹۲)، به تحلیل اثر جهانی‌سازی بر انتشار آلودگی پرداختند و برای این منظور، از شاخص بازبودن اقتصاد و رهیافت خودتوضیح برداری، برای دوره زمانی ۸۷-۱۳۵۹ استفاده نمودند. یافته‌ها نشان داد که میان انتشار الودگی و سایر متغیرها، یک رابطه بلندمدت وجود دارد و

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

افزایش درجه بازبودن اقتصاد و انباشت بیشتر سرمایه در ایران، با افزایش انتشار آلودگی همراه است. از سوی دیگر، اثر افزایش تولید ناخالص داخلی بر انتشار آلودگی در ایران، منفی ارزیابی شد.

حری، جلایی و جعفری (۱۳۹۲)، به بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست محیطی در ایران در چارچوب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد ARDL، طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۱ پرداختند. براساس نتایج به‌دست آمده، توسعه مالی بیشتر در ایران، سبب کاهش انتشار $CO_2$ می گردد. به‌علاوه با افزایش مصرف انرژی در ایران، انتشار $CO_2$ افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج تحقیق، حاکی از رد فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در بلندمدت در ایران است.

ترابی و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه خود، ارتباط میان میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را با مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی طی دوره ۹۰-۱۳۵۰ برای ایران با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده و بر اساس منحنی کوزنتس بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که مصرف سرانه انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و درجه باز بودن اقتصاد، تأثیر مثبت و معنادار بر میزان انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن دارند.

صمیمی و غلامی (۱۳۹۷)، به بررسی اثر جهانی‌شدن اقتصاد بر پایداری زیست‌محیطی در کشورهای درحال توسعه پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از روش داده‌های تابلویی به مقایسه اثر جهانی‌شدن اقتصاد بر پایداری زیست‌محیطی برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۶ پرداخته و از شاخص جدید KOF، برای معرفی جهانی‌شدن و از شاخص ترکیبی و جدید پایداری زیست‌محیطی FEEM، به‌عنوان شاخص زیست‌محیطی استفاده شده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد، جهانی‌شدن اقتصاد، بر پایداری زیست‌محیطی کشورهای درحال توسعه، اثر منفی و معناداری دارد.

دیندا (Dinda, 2006)، با به‌کار بردن تکنیک داده پانل، اثر جهانی‌سازی بر سطح آلودگی، شدت آلودگی و تغییر نسبی آلودگی را برای کشورهای توسعه‌یافته (OECD)، در حال توسعه (غیر OECD) و کل جهان بررسی، و فروض موهبت عامل و پناهگاه آلودگی را آزمون، و پیش‌بینی می‌کند چگونه تجارت، محیط‌زیست را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که اثر جهانی‌سازی بر محیط‌زیست بر ویژگی‌های اساسی یک کشور و مزیت مقایسه‌ای غالب آن بستگی دارد. نتایج تجربی بیان می‌کند که جهانی‌سازی، انتشار کربن را افزایش می‌دهد، که دلیل اصلی گرم شدن زمین است.

شهباز و همکاران (Shahbaz *et al.*, 2017)، تأثیر جهانی‌سازی بر انتشار دی اکسید کربن را با لحاظ مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ژاپن برای سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۷۰ با استفاده از مدل

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

NARDL بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که مصرف انرژی، جهانی‌سازی و رشد اقتصادی، باعث افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود.

شهباز و همکاران (Shahbaz *et al.*, 2018a)، اثر نامتقارن جهانی‌سازی و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در کشورهای BRIC را با استفاده از رویکرد NARDL برای بررسی حضور هم‌انباشتگی نامتقارن در میان متغیرها، بررسی کردند. نتایج تجربی، آشکار می‌کند که مصرف انرژی به‌طور مثبت و به‌طور منفی، به‌ترتیب با شوک‌های مثبت و منفی جهانی‌سازی، تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. شوک مثبت در رشد اقتصادی، مصرف انرژی را افزایش، درحالی‌که شوک منفی، مصرف انرژی را کاهش می‌دهد.

شهباز و همکاران (Shahbaz *et al.*, 2019)، به‌طور تجربی، رابطه پویا بین جهانی‌سازی و انتشار $CO_2$ برای ۸۷ کشور (درآمد بالا، متوسط و پایین) بررسی، و از رویکرد هم‌انباشتگی، برای آزمون فرضیه EKC بین جهانی‌سازی و تخریب محیط‌زیست استفاده کردند. نتایج، فرضیه EKC را برای حدود ۱۸ درصد از کشورهای درآمد متوسط و بالا تأیید می‌کند. در نتیجه، در این کشورها، با جهانی‌سازی، انتشار کربن در آینده کاهش خواهد یافت. بر عکس، نتایج رابطه U شکل بین جهانی-سازی و تخریب محیط‌زیست را برای ۸ درصد کشورها تأیید می‌کند. برای باقیمانده کشورها، رابطه U شکل یا U معکوس بین جهانی‌سازی و انتشار $CO_2$، تأیید نمی‌شود.

رافیندادی و عثمان (Rafindadi & Usman, 2019)، بررسی کردند که آیا اثرات پویای جهانی-سازی و مصرف انرژی به افزایش معنادار در تخریب محیط زیست آفریقای جنوبی منجر می‌شود. برای بررسی موضوع، از روش‌های شکست ساختاری آزمون هم‌انباشتگی مکی گنجانده شده در مدل‌های FMOLS و CCR، مدل تصحیح خطای شرطی و آزمون علیت تودا-یاماموتو، طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۱ استفاده می‌شود. نتایج، موجودیت پویایی‌های EKC رو به بالا را تأیید می‌کند که به‌دلیل استفاده زیاد از سوخت‌های فسیلی در آفریقای جنوبی است. نتایج نشان می‌دهد، جهانی‌سازی تخریب محیط زیست را در کوتاه‌مدت، بدون درنظر گرفتن میزان رشد اقتصادی کاهش می‌دهد. همچنین، علیت تودا-یاماموتو، علیت یک‌طرفه از مصرف انرژی به تخریب محیط زیست و علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و جهانی‌سازی را نشان می‌دهد.

لیو و همکاران (Liu *et al.*, 2020)، رابطه بین جهانی سازی و انتشار $CO_2$ را برای کشورهای عضو گروه G7 بررسی، و از شاخص KOF استفاده، و اثرات تصادفی مرسوم را با رگرسیون بر مدل جمعیت، فراوانی منابع و تکنولوژی بررسی کردند و تحلیل تجربی را با به‌کار بردن مدل اثرات ثابت پنلی نیمه‌پارامتریک طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۰ انجام دادند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

جهانی‌سازی و انتشار $CO_2$، U شکل معکوس است که با فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، مطابقت دارد.

مطالعه حاضر، در چند جنبه نسبت به مطالعات انجام شده در ایران نوآوری دارد. اول، شاخص جهانی‌سازی را با ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی‌سازی جهت آزمون دوباره فرضیه کوزنتس برای ایران با شکست‌های ساختاری در طی دوره ۹۵-۱۳۵۷ در نظر می‌گیرد که تا کنون از این شاخص، در مطالعات ایران استفاده نشده است. دوم، بررسی می‌شود که اثر متغیرهای جهانی‌سازی، استفاده از انرژی و رشد اقتصادی بر کیفیت زیست‌محیطی ایران، مثبت است یا منفی و بر منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) دارای حرکت رو به بالا یا پایین هستند. سوم، مدل‌های اقتصاد سنجی مقایسه‌ای دوگانه (CCR و FMOLS) از تکنیک‌های تخمین داده را استفاده می‌کند. چهارم، از آزمون هم‌انباشتگی مکی (۲۰۱۲)، که شکست‌های ساختاری چندگانه را در نظر می‌گیرد، استفاده شده است.

تا کنون در مطالعات EKC ایران برای آزمون تعادل پایدار بلندمدت، در میان متغیرهای انتخابی، از این آزمون استفاده نشده است.

## ۳. روش تحقیق

### ۳-۱. تصریح مدل

با توجه به کار تجربی استرن (Stern, 2007) ، چارچوب متعارف EKC به شرح زیر ارائه شده است:

$$CO_2 = \beta_0 + \beta_1 GDP + \beta_2 GDP^2 + \mu_t \qquad (۱)$$

که در آن، $\beta_0$ عرض از مبدأ و $\mu$ جمله خطا با میانگین صفر است؛ به‌صورتی که $\mu_t \sim IN(0,\sigma^2)$ ، انتشار CO2 و GDP و عبارت مربع آن، به‌عنوان معیار تخریب محیط‌زیست، رشد اقتصادی و مربع رشد اقتصادی تعریف می‌شوند. ماهیت مربع GDP به‌منظور بررسی شکل پیوند تخریب زیست‌محیطی و رشد اقتصادی است؛ بدین معنی که آیا یک شکل U معکوس برای ایران وجود دارد یا نه. برای وجود فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی، شرط لازم این است که ضریب GDP باید مثبت و معنادار باشد و مربع GDP باید منفی باشد. با این حال، اگر GDP منفی و مربع GDP مثبت باشد، نشان می‌دهد که الگوی تخریب زیست‌محیطی و رشد اقتصادی U شکل است.

برای مطالعه حاضر، طبق مطالعه رافیندادی و عثمان (Rafindadi & Usman, 2019) که رابطه جهانی‌سازی، مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست را برای کشور آفریقای جنوبی بررسی کردند، معادله (۱) که فرضیه EKC متعارف را بیان می‌کند، اصلاح می‌شود و مصرف انرژی را به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده انتشار گازهای آلاینده در خود جای می‌دهد.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

بر خلاف بیشتر مطالعات قبلی که فرضیه EKC را از طریق کانال‌های تجارت بین‌المللی، شهرنشینی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی، آموزش، رشد جمعیت و سرمایه‌گذاری مورد آزمایش قرار دادند، مطالعه حاضر به پیروی از مطالعه اشاره شده، نقش استفاده از مصرف انرژی و جهانی‌شدن را در نظر می‌گیرد. بنابراین، معادله (۱) به‌صورت زیر تغییر می‌کند:

$$LnCO_2 = \beta_0 + \beta_1 LnGDP + \beta_2 LnGDP^2 + \beta_3 LnEU + \beta_4 LnGI + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن، Ln بیانگر لگاریتم طبیعی است، EU نمایانگر مصرف انرژی و GI بیانگر جهانی‌شدن، GDP رشد اقتصادی، $GDP^2$ مربع رشد اقتصادی است. انتشار $CO_2$ متغیر وابسته بوده و فعالیت‌های جوّ را به‌عنوان نتیجه فعالیت‌های اقتصادی مورد هدف قرار می‌دهد. مفهوم ضمنی معادله ۲ این است که تخریب زیست‌محیطی با سطح رشد اقتصادی، مصرف انرژی و جهانی‌سازی، تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. ضرایب $\beta_1$، $\beta_2$، $\beta_3$ و $\beta_4$ از روش‌های حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده[1] و روش رگرسیون همگرایی کانونی[2] (CCR) به‌دست می‌آیند، در حالی که ضرایب کوتاه‌مدت از طریق ECM شرطی از رویکرد ARDL ارائه شده توسط پسران و همکاران (Pesaran *et al*., 2001) برآورد می‌شود.

انتظار می‌رود که ضریب $\beta_3$ مثبت باشد ($\beta_3>0$)، بدین‌دلیل که افزایش در مصرف انرژی باعث انتشار آلودگی بیشتری می‌شود. ضریب $\beta_4$ وابسته به اثر خالص جهانی‌سازی، مثبت یا منفی می‌شود. دوره زمانی مطالعه حاضر ۹۵-۱۳۵۷ است که بر اساس در دسترس بودن داده‌ها انتخاب شده است. جدول (۱)، نمادها، تعریف شاخص و منابع داده را نشان می‌دهد.

**جدول ۱. تعریف شاخص و منبع داده‌ها**

| متغیر | نماد | تعریف شاخص | منبع |
|---|---|---|---|
| تخریب محیط زیست | $LnCO_2$ | انتشار $CO_2$ سرانه (در تن) | بانک جهانی |
| رشد اقتصادی | LnGDP | تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (۱۳۹۰) (به میلیارد ریال) | بانک مرکزی |
| مصرف انرژی | LnEU | مصرف نهایی انرژی سرانه (بشکه معادل نفت خام) | ترازنامه انرژی |
| جهانی‌شدن | LnGI | از نظر ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی-سازی اندازه‌گیری شده است. بعد اقتصادی جهانی-سازی با وزن ۳۶، بعد اجتماعی ۳۸ و بعد سیاسی ۲۶ درصد محاسبه می‌شود. | داده ها از مؤسسه اقتصادی سوئیس KOF به‌دست آمده است. |

1. Fully Modified Ordinary Least Square
2. Canonical Cointegrating Regression

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

### ۲-۳. آزمون هم‌انباشتگی مکی[1] با چندین شکست ساختاری

برای آزمون هم‌انباشتگی در این مطالعه، آزمون هم‌انباشتگی مکی با شکست ساختاری چندگانه به‌کار می‌رود؛ و بر این اساس است که آزمون‌های هم‌انباشتگی مرسوم با شکست‌های ساختاری همخوانی ندارند و در صورتی که مجموعه داده‌ها، شکست ساختاری نشان دهند، ضعیف عمل می‌کند. به‌منظور انجام این آزمون، چهار مدل رگرسیون توسط مکی (Maki, 2012) ارائه شده‌اند که عبارتند از: الف) مدل صفر که شامل شکست در عرض‌ازمبدأ، بدون روند است؛ ب) مدل ۱، شامل شکست در عرض ازمبدأ و ضرایب، بدون روند است؛ ج) مدل ۲ شامل شکست در عرض‌ازمبدأ و ضرایب با وجود روند است؛ د) مدل ۳ شامل شکست در عرض‌ازمبدأ ، ضرایب و روند است (Maki, 2012).

$$Model0: z_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \beta' \gamma_t + \mu_{t,1} \quad (۳)$$

$$Model1: z_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \beta' \gamma_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i y_t D_{i,t} + \mu_{t,2} \quad (۴)$$

$$Model2: z_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' \gamma_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i y_t D_{i,t} + \mu_{t,3} \quad (۵)$$

$$Model3: z_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i t D_{i,t} + \beta' \gamma_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i' y_t D_{i,t} + \mu_{t,4} \quad (۶)$$

در معادلات بالا، $D_{i,t}$ متغیر مجازی است، اگر $t>T_{Bi}$، $D_{i,t}=1$ و در غیراین‌صورت صفر است. $T_{Bi}$ نشان‌دهنده سال‌های شکست در مجموعه داده‌ها است. $\mu_{t,1}$، $\mu_{t,2}$، $\mu_{t,3}$ و $\mu_{t,4}$ عبارت خطا برای معادلات (۱) – (۴) است، که به‌طور مستقل و یکنواخت با میانگین صفر توزیع می‌شود.

## ۴. تخمین و تحلیل مدل

### ۴-۱. آزمون پایایی و هم‌انباشتگی

برای برآورد الگوهای موردنظر در این پژوهش، ابتدا بررسی پایایی متغیرها لازم است، که بدین منظور، از آزمون‌های پایایی زیوت اندریوز[2] استفاده می‌شود.

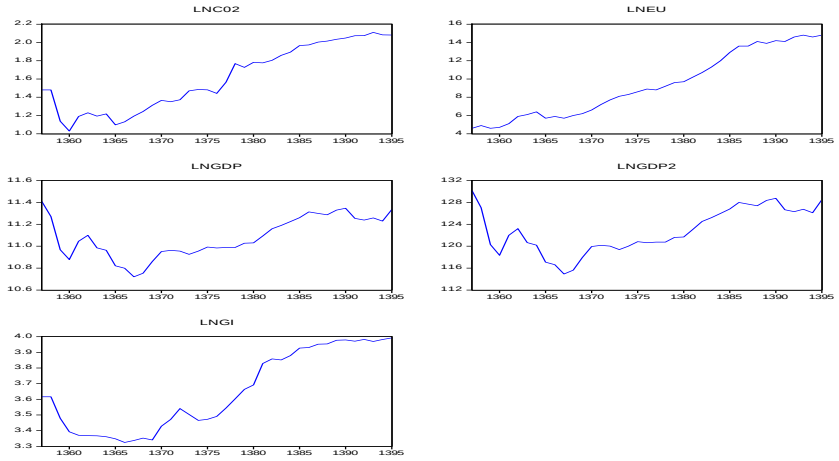
1. Maki-Cointegration test
2. Zivot-Andrews Test

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

ابتدا نمودارهای متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش برای وجود احتمال انحراف از مسیر، روند و شکست‌های ساختاری بررسی می‌شود. نمودار (۱) نشان می‌دهد که شکست‌های ساختاری در هر کدام از متغیرهای مورد بررسی وجود دارد و بدین‌دلیل، از آزمون پایایی زیوت - اندریوز برای بررسی وجود ریشه واحد استفاده می‌شود. نتایج آزمون پایایی زیووت - اندریوز در جدول ۲ ارائه شده است.

**نمودار ۱. سری‌های زمانی انتشار دی اکسید کربن ($LnCO_2$)، رشد اقتصادی (LnEG)، مربع رشد اقتصادی ($LnEG^2$)، مصرف انرژی (LnEU)، جهانی‌شدن (LnGI).**




**مأخذ: محاسبات تحقیق**

**جدول ۲. آزمون پایایی زیوت - اندریوز**

| متغیر | در سطح | | | یک‌بار تفاضل‌گیری | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | با عرض از مبدأ | روند | هر دو | با عرض از مبدأ | روند | هر دو |
| $LnCO_2$ | -۴/۴۳۲ | -۳/۳۶۱ | -۳/۶۷۵ | -۸/۲۴۳ | -۸/۰۳۰ | -۸/۰۴۹ |
| زمان شکست | ۱۳۷۷ | ۱۳۸۹ | ۱۳۷۸ | ۱۳۶۶ | ۱۳۷۹ | ۱۳۸۱ |
| LnGDP | -۴/۱۳۳ | -۴/۱۱۶ | -۴/۴۰۰ | -۷/۷۴۲ | -۶/۴۷۱ | -۷/۲۵۸ |
| زمان شکست | ۱۳۶۵ | ۱۳۶۶ | ۱۳۶۵ | ۱۳۶۸ | ۱۳۸۲ | ۱۳۶۸ |
| $LnGDP^2$ | -۴/۱۰۱ | -۴/۰۸۴ | -۴/۳۶۰ | -۷/۷۵۴ | -۶/۵۱۶ | -۷/۲۳۹ |
| زمان شکست | ۱۳۶۵ | ۱۳۶۶ | ۱۳۶۵ | ۱۳۶۸ | ۱۳۸۲ | ۱۳۶۸ |

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

| متغیر | در سطح | | | یک‌بار تفاضل‌گیری | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | با عرض از مبدأ | روند | هر دو | با عرض از مبدأ | روند | هر دو |
| LnEU | -۳/۹۰۲ | -۳/۶۰۱ | -۳/۸۶۵ | -۶/۲۶۲ | -۵/۹۷۷ | -۶/۱۷۲ |
| زمان شکست | ۱۳۶۵ | ۱۳۶۶ | ۱۳۶۵ | ۱۳۸۷ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۷ |
| LnGI | -۴/۰۹۳ | -۳/۷۲۹ | -۴/۰۰۵ | -۵/۹۴۷ | -۵/۸۰۵ | -۵/۸۲۹ |
| زمان شکست | ۱۳۷۸ | ۱۳۸۹ | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۶ | ۱۳۷۱ | ۱۳۷۳ |

**مأخذ: محاسبات تحقیق**

آماره بحرانی در سطح ۹۵ درصد برای معادله تغییر در عرض‌ازمبدأ برابر با ۴/۸-، برای معادله تغییر در روند برابر با ۴/۴۲- و برای معادله تغییر در روند و عرض‌ازمبدأ برابر با ۵/۰۸- است.

بر اساس نتایج آزمون زیووت – اندریوز، همه متغیرها مورد بررسی پایا از سطح یک و دارای شکست ساختاری هستند. بنابراین، نیاز به انجام آزمون هم‌انباشتگی برای تأیید وجود رابطه بلندمدت است. در مطالعه حاضر، برای در نظر گرفتن شکست ساختاری، از آزمون هم‌انباشتگی مکی (Maki, 2012) استفاده می‌شود. در جدول شماره ۳، نتایج آزمون هم‌انباشتگی مکی با پنج شکست ساختاری ارائه شده است. دلیل استفاده از آزمون مکی (Maki, 2012) در این مطالعه، نشان دادن سال‌های شکست برای بررسی دقیق‌تر موضوع است. نتایج آزمون به‌دست آمده نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر اینکه هیچ رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی وجود ندارد، برای مدل‌های ۱، ۲ و ۳ رد می‌شود. به عبارت دیگر، در صورت وجود چندین شکست ساختاری، رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

**جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی مکی**

| مدل | آماره آزمون (مقادیر ویژه) | سال‌های شکست |
|---|---|---|
| مدل ۰ | -۴/۹۷۹ (−۶/۸۵۶ ; −۶/۳۰۶ ; −۶/۰۳۹) | ۱۳۶۶، ۱۳۷۷، ۱۳۷۹، ۱۳۸۴ و ۱۳۸۹ |
| مدل ۱ | -۸/۰۴۸ *** (−۷/۰۵۳ ; −۶/۴۹۴ ; −۶/۲۲۰) | ۱۳۵۹، ۱۳۶۶، ۱۳۷۷، ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ |
| مدل ۲ | -۹/۱۷۳ ** (−۹/۴۴۱ ; −۸/۸۶۹ ; −۸/۵۴۱) | ۱۳۶۶، ۱۳۷۲، ۱۳۷۷، ۱۳۸۲ و ۱۳۹۰ |
| مدل ۳ | -۹/۷۷۵ ** (−۱۰/۰۸ ; −۹/۴۸۲ ; −۹/۱۵۱) | ۱۳۶۲، ۱۳۶۹، ۱۳۷۷، ۱۳۸۳ و ۱۳۸۹ |

**مأخذ: محاسبات تحقیق**

مقادیر بحرانی در ۱، ۵ و ۱۰ درصد در پرانتز ارائه شده است. ** و ***، به‌ترتیب، نشان‌دهنده معناداری در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد است.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

### ۲-۴. برآورد مدل

#### ۱-۲-۴. برآورد بلندمدت

در جدول ۴، نتایج بلندمدت متغیرهای مورد بررسی که در معادله ۲ توضیح داده شده است، با استفاده از روش‌های FMOLS و CCR ارائه می‌شود.

**جدول۴. نتایج ضرایب بلندمدت FMOLS و CCR**

| متغیرها | FMOLS | | | CCR | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | ضرایب | آماره t | احتمال | ضرایب | آماره t | احتمال |
| LnEU | ۰/۰۵۶ | ۶/۰۳۴ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۵۲ | ۷/۳۶۲ | ۰/۰۰۰ |
| LnGDP | ۲۱/۲۵۲ | ۳/۲۹۹ | ۰/۰۰۲ | ۲۱/۳۶۸ | ۳/۰۱۵ | ۰/۰۰۵ |
| $LnGDP^2$ | -۰/۹۶۳ | -۳/۲۸۷ | ۰/۰۰۲ | -۰/۹۶۶ | -۳/۰۰۷ | ۰/۰۰۵ |
| LnGI | ۰/۶۶۹۵ | ۴/۶۱۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۹۵ | ۴/۲۴۵ | ۰/۰۰۰ |
| D-1362 | -۰/۰۱۹ | -۰/۳۵۴ | ۰/۷۲۵ | -۰/۰۵۶ | -۰/۶۵۰ | ۰/۵۲۰ |
| D-1369 | ۰/۰۹۶ | ۱/۹۹۹ | ۰/۰۵۵ | ۰/۱۱۴ | ۱/۹۶۵ | ۰/۰۵۹ |
| D-1377 | ۰/۰۵۷ | ۱/۱۹۵ | ۰/۲۴۲ | ۰/۰۶۲ | ۰/۸۲۴ | ۰/۴۱۶ |
| D-1383 | -۰/۰۰۳ | -۰/۰۶۷ | ۰/۹۴۶ | -۰/۰۱۸۵ | -۰/۲۵۸ | ۰/۷۹۷ |
| D-1389 | ۰/۰۰۷ | ۰/۱۴۳ | ۰/۸۸۶ | ۰/۰۱۴ | ۰/۱۸۲ | ۰/۸۵۶ |
| C | -۱۱۸/۵۵۱ | -۳/۳۴۸ | ۰/۰۰۲ | -۱۱۹/۵۴۴ | -۳/۰۵۴ | ۰/۰۰۵ |
| R2 تعدیل‌شده | ۰/۹۶۴ | | | ۰/۹۶۱ | | |
| خطای استاندارد رگرسیون | ۰,۰۶۸ | | | ۰,۰۷۱ | | |
| آماره جارک-برا | ۶/۰۰۹ | | ۰/۱۴۹ | ۴/۳۹۰ | | ۰/۱۱۱ |

**مأخذ: محاسبات تحقیق**

برای بررسی روابط بین متغیرها، همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، با توجه به مقدار آماره $R^2$ و همچنین با توجه به نرمال بودن مدل کلی، مدل ارائه شده، دارای برازش مناسبی می‌باشد. یافته‌های دو روش، نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، رابطه مثبت با انتشار $CO_2$ دارد. یک درصد افزایش در رشد اقتصادی، انتشار $CO_2$ را بر پایه نتایج FMOLS تا ۲۱/۲۵ درصد و بر پایه نتایج CCR تا ۲۱/۳۶ درصد افزایش می‌دهد. جالب است که اثر مربع رشد اقتصادی منفی است.

معناداری و اندازه قابل‌توجه در هر دو روش FMOLS و CCR، نشان می‌دهد که ارتباط بین انتشار $CO_2$ و رشد اقتصادی به شکل U معکوس است؛ که در گام اول رشد، انتشار $CO_2$ افزایش می‌یابد اما بعد از رسیدن به نقطه عطف، شروع به کاهش می‌کند. نقطه عطف EKC، در بلندمدت،

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

۲۹۹۴۸/۰۶۵۱۹ میلیون ریال برای FMOLs و ۳۱۶۸۱/۲۴۰۴۳ میلیون ریال برای CCR تخمین زده می‌شود (جزئیات در پیوست ارائه شده است). مفهوم ضمنی این نتیجه، آن است، زمانی‌که درآمد سرانه ایران به ۲۹۹۴۸/۰۶۵۱۹ میلیون ریال در بلندمدت برسد، انتشار $CO_2$ شروع به کاهش می‌کند که درآمد ایران، هنوز به نقطه عطف بلندمدت نرسیده است.

علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که اثر مصرف انرژی در هردو مدل FMOLS و CCR بر انتشار $CO_2$ مثبت و معنی‌دار است. یک درصد افزایش در مصرف انرژی باعث می‌شود، انتشار آلودگی بر پایه مدل FMOLS در حدود ۰/۰۵۶ درصد و بر پایه مدل CCR در حدود ۰/۰۵۲ درصد افزایش یابد. جهانی‌شدن در هر دو مدل FMOLS و CCR، اثر مثبت و معنی‌دار بر انتشار آلودگی دارد. یک درصد افزایش در سرعت جهانی‌شدن، باعث می‌شود، آلودگی زیست‌محیطی بر پایه مدل FMOLS، ۰/۶۷ درصد و بر پایه مدل CCR، ۰/۶۹ درصد افزایش یابد.

نتایج تجربی، نشان می‌دهد که با افزایش جهانی‌شدن به‌دلیل تجارت و سرمایه‌گذاری جهانی، مصرف انرژی نیز به‌دلیل تولید انبوه محصولات پرانرژی، افزایش می‌یابد؛ و نشان می‌دهد که اثر مقیاس در ایران غالب است. دولت باید اقدامات پیشگیرانه‌ای برای انتقال صنعت از اشکال سنتی انرژی به شکل پاک و تجدیدپذیرتر از منابع انرژی انجام دهد. همچنین با توجه به اثر مثبت جهانی-سازی بر انتشار $CO_2$ در ایران، می‌توان بیان کرد که برای ایران مانند اکثر کشورهای درحال‌توسعه، فرضیه پناهگاه آلودگی تأیید می‌شود.

همچنین، نتایج پنج متغیر مجازی در برآورد بلندمدت، نشان می‌دهد که D-1369 ، D-1377 و D-1389 مثبت، درحالی‌که D-1362 و D-1383 منفی هستند. به استثناء D-1369، همه ضرایب شکست ساختاری از لحاظ آماری بی‌معنا هستند. توضیح قابل‌قبول برای تأثیر مثبت شکست ساختاری در سال ۱۳۶۹، می‌تواند به‌دلیل شوک‌های موجود در قیمت نفت خام و همچنین هزینه‌های افزایشی دولت به‌دلیل ساخت مجدد خرابی‌ها بعد از جنگ تحمیلی باشد که همین ساخت‌وسازها و افزایش تولید، می‌تواند باعث افزایش انتشار $CO_2$ شود؛ و از طرفی، با پایان یافتن جنگ، تولید افزایش یافته است که افزایش تولید، باعث انتشار بیشتر $CO_2$ می‌شود.

### ۲-۲-۴. برآورد کوتاه‌مدت

در جدول شماره ۵، نتایج کوتاه‌مدت مدل موردبررسی با استفاده از روش ARDL ارائه‌شده است.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

**جدول ۵. نتایج مدل ECM (۱, ۰, ۱, ۲, ۱, ۲, ۰, ۱, ۰, ۰) (متغیر وابسته $LnCO_2$)**

| متغیرها | ضرایب | آماره t | احتمال |
|---|---|---|---|
| D(LnEU) | ۰/۰۴ | ۴/۲۱۲ | ۰/۰۰۰ |
| D(LnGDP) | ۱۸/۲۹۳ | ۲/۴۵۱ | ۰/۰۲۴ |
| $D(LnGDP^2)$ | -۰/۸۲۱ | -۲/۴۱۸ | ۰/۰۲۵ |
| $D(LnGDP^2(-1))$ | ۰/۰۱۶ | ۲/۹۶۷ | ۰/۰۰۷ |
| D(LNGI) | ۰/۱۵۱ | ۱/۹۶۰ | ۰/۰۷۱ |
| D(D-1362) | ۰/۰۳۰ | ۰/۶۴۵ | ۰/۵۲۶ |
| D(D-1362(-1)) | -۰/۰۷۹ | -۱/۸۹۴ | ۰/۰۷۳ |
| D(D-1369) | -۰/۰۵۹ | -۱/۳۴۷ | ۰/۱۹۳ |
| D(D-1377) | ۰/۱۰۰ | ۲/۶۸۶ | ۰/۰۱۴ |
| D(D-1383) | -۰/۰۱۲ | -۰/۳۰۸ | ۰/۷۶۰ |
| D(D-1389) | ۰/۰۲۸ | ۰/۷۶۲ | ۰/۴۵۴ |
| CointEq(-1) | -۰/۶۵۶ | -۵/۸۳۴ | ۰/۰۰۰ |
| **آزمون فروض کلاسیک** | **Statistic** | **ارزش احتمال** | |
| آماره جارک برا | ۲/۸۳۳ | ۰/۲۴۲ | |
| خودهمبستگی سریالی | ۱/۴۸۶ | ۰/۲۵۴ | |
| ناهمسانی | ۱/۳۶۷ | ۰/۲۵۳ | |
| فرم تبعی | ۰/۸۷۴ | ۰/۳۶۲ | |
| آماره F | ۲۵۵/۶۶۹ | ۰/۰۰۰ | |

**مأخذ: محاسبات تحقیق**

برای به‌دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت، همان‌طور که گفته شد، رویکرد ARDL اعمال می‌شود. بر اساس نتایج در جدول شماره ۵، عبارت تصحیح خطا (ECM) ۰/۶۵۶- و معنادار، و حاکی از آن است که سرعت تنظیم گازهای آلاینده ناشی از انحراف کوتاه‌مدت از تعادل بلندمدت، در حدود ۶۵/۶ درصد، و پارامتر رشد اقتصادی کوتاه‌مدت، مثبت و از لحاظ آماری معنادار است و نشان می‌دهد، یک درصد افزایش در رشد اقتصادی باعث افزایش انتشار آلودگی به میزان ۱۸/۲۹ درصد می‌شود. ضریب عبارت مربع رشد اقتصادی، منفی و معنادار در سطح ۹۵ درصد است.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

این نتایج، وجود اثر مقیاس را در ایران تضمین می‌کند. به‌علاوه ضریب کوتاه‌مدت مصرف انرژی مثبت و معنادار است. یک درصد افزایش در مصرف انرژی، انتشار آلودگی را ۰/۰۴ درصد افزایش می‌دهد. سرانجام، اثر جهانی‌سازی بر انتشار آلودگی، مثبت و معنادار است. یک درصد افزایش در جهانی‌سازی، انتشار آلودگی را ۰/۱۵۱ درصد افزایش می‌دهد. بنابراین با توجه به نتایج کوتاه‌مدت، در نظر گرفتن استفاده از انرژی و شاخص جهانی‌شدن در فرضیه EKC، نشان‌دهنده آن است که، هم مصرف انرژی و هم، شاخص جهانی‌شدن، گازهای گلخانه‌ای را به‌طور قابل‌توجهی افزایش می‌دهد. نتیجه‌ای که برخلاف یافته احمد و همکاران (Ahmed *et al.*, 2016) و شهباز و همکاران (Shahbaz *et al.*, 2017) بوده، و می‌توان بیان کرد که مطالعه حاضر در مورد کشور درحال‌توسعه ایران است و همان‌طور که در مبانی نظری نیز بیان شد، در کشورهای درحال‌توسعه، با توجه به ضعف قوانین زیست‌محیطی، امکان انتقال صنایع با آلایندگی بالا وجود دارد که باعث افزایش انتشار آلودگی می‌گردد.

بر اساس نتایج در جدول، آزمون LM بروش-گادفری برای خودهمبستگی سریالی و آزمون ARCH برای ناهمسانی شرطی، خطای بالاتر از ۰/۰۵ دارد و بنابراین مدل کوتاه‌مدت، دارای مشکل خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی نیست. آزمون فرم تبعی رمزی برای فرم تبعی مدل، نشان می‌دهد که مشخصات مدل، صحیح، و آزمون نرمال جارک- برا نشان می‌دهد که عبارت خطای کوتاه‌مدت به‌طور نرمال توزیع شده است. در نهایت، آماره F، معناداری مدل در سطح ۹۵ درصد معنادار است و بنابراین، قابلیت اطمینان و سازگاری نتایج برای مدل مورد بررسی، تأیید می‌شود.

## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر، با استفاده از متغیرهای مصرف انرژی و جهانی‌سازی در کشور ایران، منحنی کوزنتس محیط‌زیست برآورد می‌شود. درواقع در مطالعه حاضر، بررسی می‌شود که متغیرهای جهانی‌شدن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی بر روی منحنی EKC حرکت رو به بالا یا رو به پایین دارند. این واقعیت، پنهان بوده و توسط اکثریت محققان EKC بخصوص در ایران، مورد استفاده قرار نگرفته است. علاوه بر موارد فوق، چندین مطالعه، اعتبار فرضیه EKC را مورد آزمایش قرار داده‌اند و بسیاری از آنها شکست ساختاری در مدل را نادیده گرفته‌اند.

با توجه به شرایط اقتصاد ایران، در اکثر سری‌های زمانی، شکست ساختاری وجود دارد. برای پرداختن به این مسأله، داده‌های سالانه بین سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵ در نظر گرفته می‌شود و از آزمون هم‌انباشتگی مکی (Maki, 2012) استفاده می‌شود که چندین شکست را در متغیرهای تحقیق

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

در نظر می‌گیرد و برای تعیین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت، در مطالعه حاضر، از دو تکنیک مختلف تخمین FMOLS و CCR برای بلندمدت و همچنین مدل ARDL برای کوتاه‌مدت استفاده می‌شود.

بر اساس نتایج، جهت متغیرهای جهانی‌سازی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی، حرکت رو به بالا بر منحنی EKC دارند که نشان‌دهنده این است که میزان مصرف سوخت‌های فسیلی در ایران، بالا است و استفاده از انرژی پاک، در اولویت قرار ندارد.

نتایج نشان می‌دهد که فرضیه EKC برای ایران تأیید می‌شود، اما درآمد در ایران، هنوز به نقطه عطف بلندمدت نرسیده است و افزایش رشد اقتصادی، باعث انتشار بیشتر $CO_2$ می‌شود. بر اساس نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت، مصرف انرژی باعث انتشار بیشتر گازهای گلخانه‌ای می‌شود.

نتایج همچنین نشان می‌دهد که جهانی‌سازی باعث افزایش انتشار $CO_2$ در کوتاه‌مدت و بلند-مدت می‌گردد و بنابراین، فرضیه پناهگاه آلودگی مانند سایر کشورهای درحال‌توسعه در ایران نیز تأیید می‌شود. بدین معنی که با افزایش جهانی‌سازی صنایع آلاینده بیشتری از کشورهای پیشرفته به ایران منتقل، و باعث افزایش بیشتر میزان گازهای گلخانه‌ای می‌شود.

با توجه به نتایج تحقیق و اینکه فرضیه پناهگاه آلودگی در رابطه بین جهانی‌سازی و انتشار آلودگی تأیید شد، لازم است که مقررات زیست‌محیطی بهتری اتخاذ شود تا از انتقال صنایع آلاینده به ایران جلوگیری شود. همچنین، با توجه به اینکه درآمد سرانه در ایران به نقطه عطف نرسیده است، افزایش رشد اقتصادی با تخریب محیط‌زیست بیشتری همراه بوده و بنابراین، به‌کار گیری تکنولوژی-های پاک برای افزایش تولید لازم می‌آید، و همچنین می‌باید، نظارت بر روش‌های تولیدی بیشتر شود تا از این طریق، از افزایش انتشار $CO_2$ جلوگیری گردد.

در شرایط حاضر، در اقتصاد ایران، رشد اقتصادی با افزایش مصرف انرژی و جهانی‌سازی با تخریب بیشتر محیط‌زیست همراه است. بنابراین، برای رسیدن به رشد اقتصادی، بدون صدمه زدن به محیط‌زیست پیشنهاد می‌شود که نظارت‌های زیست‌محیطی شدیدتر شود و ضرورت دارد، محافظت از انرژی و افزایش بهره‌وری در استفاده از انرژی و هدایت انرژی به سمت فعالیت‌های مولد، هدف قرار گیرد و به‌صورت مؤثر و کارآمد، از انرژی در بخش‌های مختلف تولیدی استفاده شود.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

## منابع و مآخذ


پژویان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر (۱۳۸۶). بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا. *پژوهش های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*. دوره۷، شماره۴: ۱۶۰-۱۴۱

ترابی، تقی؛ خواجویی پور، امین؛ طریقی، سمانه و پاکروان، محمدرضا (۱۳۹۴). تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۲۹: ۸۴-۶۳.

جعفری صمیمی، احمد و غلامی، زینب (۱۳۹۷). اثر جهانی‌شدن اقتصادی بر عملکرد محیط‌زیست در کشورهای درحال‌توسعه. *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست* doi:10.22034/jest .2018. 9960.1851

حری، حمیدرضا؛ جلایی، عبدالمجید و جعفری، سعید (۱۳۹۲). بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست‌محیطی در ایران در چارچوب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC). *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۲، شماره۶: ۴۸-۲۷.

موسوی، سید کاظم؛ سلمان پور، علی و شکوهی فرد، سیامک. (۱۳۹۶). اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی بر آلودگی محیط‌زیست در ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۵. *مطالعات علوم محیط‌زیست*، دوره ۲، شماره ۱: ۱۲۰-۱۱۱.

موسوی،سید نعمت‌الله؛ نیازی، ندا و فرج زاده، زکریا (۱۳۹۲). اثرات جهانی‌شدن بر انتشار آلودگی در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره۵، شماره۲: ۹۰-۷۵.

مهرابی بشرآبادی، حسین؛ جلائی اسفندآبادی، سید عبدالمجید؛ باغستانی، علی‌اکبر و شرافتمند، حبیبه (۱۳۸۹). تأثیر آزادسازی تجاری بر آلودگی محیط‌زیست در ایران. *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، شماره ۱: ۴۱-۲.

Ahmed, K.; Bhattacharya, M.; Qazi, A.Q., & Long, W. (2016). Energy consumption in China and underlying factors in a changing landscape: Empirical evidence since the reform period. Renew. *Sustain. Energy Rev*. 58: 224-234.

Akadiri, S.S.; Alola, A.A., & Akadiri, A.C. (2019). The role of globalization, real income, tourism in environmental sustainability target: Evidence from Turkey. *Sci. Total Environ.*, 687: 423-432.

Antweiler,W.; Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (2001). Is free trade good for the environment? *The American Economic Review*, 91: 877-908.

Bartlett, A. (1994). Reflections on sustainability, population growth and the environment. *Popul. Environ*, 16 (1): 5-35.

Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (1995). Trade and environment: A partial synthesis. *American Journal of Agricultural Economics*, 77: 765-771.


[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

Dinda, S. (2006). Globalization and Environment: Can Pollution Haven Hypothesis Alone Explain the Impact of Globalization on Environment?. MPRA Paper No. 50590.

Dollar, D., & Kraay, A. (2004). Trade, Growth and Poverty. *The Economic Journal*, 114 (2): 22–49.

Jena, P. R., & Grote, U. (2008). Growth-Trade-Environment Nexus in India. *Economics Bulletin* 17(11): 1-11.

Katircioglu, S.; Katircioglu, S., & Kilinc, C.C. (2018). Investigating the role of urban development in the conventional environmental Kuznets curve: Evidence from the globe. *Environ. Sci. Pollut. Control Ser.*, 25 (15): 15029-35.

Katircioğlu, S., & Katircioğlu, S. (2018a). Testing the role of urban development in the conventional environmental Kuznets curve: Evidence from Turkey. *Appl. Econ. Lett.*, 25 (11): 741-746.

Khan, M.K.; Teng, J.Z.; Khan,, M.I. & Khan, M.O. (2019). Impact of globalization, economic factors and energy consumption on $CO_2$ emissions in Pakistan. *Sci. Total Environ.*, 688: 424-436.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45: 1-28.

Liu, M.; Ren, X.; Cheng, Ch., & Wang, Zh. (2020). The role of globalization in $CO_2$ emissions: A semi-parametric panel data analysis for G7. *Science of The Total Environment*, 718.

Mohapatra, S.; Adamowicz, V., & Boxall, P. (2016). Dynamic technique and scale effects of economic growth on the environment. *Energy Econ*, 57: 256-264.

Ozatac, N.; Gokmenoglu, K.K., & Taspinar, N. (2017). Testing the EKC hypothesis by considering trade openness, urbanization, and financial development: The case of Turkey. *Environ. Sci. Pollut. Control Ser.*, 24 (20): 16690-701.

Rafindadi, A.A. (2016a). Does the need for economic growth influence energy consumption and $CO_2$ emissions in Nigeria? Evidence from the innovation accounting test. *Renew. Sustain. Energy Rev*. 62: 1209-25.

Rafindadi, A. A., & Usman, O. (2019). Globalization, energy use, and environmental degradation in South Africa: Startling empirical evidence from the Maki-Cointegration test. *Journal of Environmental Mangement*, 244: 265-275.

Rafindadi, A.A.; Yusof, Z.; Zaman, K.; Kyophilavong, P., & Akmat, G. (2014). The relationship between air pollution, fossil fuel energy consumption, and water resources in the panel of selected asia-pacific countries. *Environ. Sci. Pollut. Res*. 21: 11395-400.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

Rothman, D. S. (1998). Environmental Kuznets curve- real progress or passing the buck?: A case for consumption-base approaches. *Ecological Economics*, 25: 177-194.

Sarkodie, S. A. & Strezov, V. (2018). Emprical study of the envrironmental Kuznets curve and environmental sustainability curve hypothesis for Australia, China, Ghana & USA. *Journal of Cleaner Production*, 201: 98-110.

Selden, Th., & Song, D. (1994). Environmental quality and development: Is there a Kuznets curve for air pollution emissions?. *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(2): 147-162.

Shahbaz, M.; Khan, S.; Ali, A., & Bhattacharya, M. (2017). The impact of globalization on $CO_2$ emissions in China. *Singapore Econ. Rev*, 62 (04): 929-957.

Shahbaz, M.; Kumar Mahalik, M.; Shahzad, S. J. H., & Hammoudeh, S. (2019). Testing the globalization-driven carbon emissions hypothesis: International evidence. *International Economics*, 158: 25-38.

Shahbaz, M.; Shahzad, S.J.H.; Alam, S., & Apergis, N. (2018a). Globalisation, economic growth, and energy consumption in the BRICS region: The importance of asymmetries. *J. Int. Trade Econ*. 27(8): 985-1009, DOI: 10.1080/09638199.2018.1481991.

Shahbaz, M.; Solarin, S.A., & Ozturk, I. (2016a). Environmental Kuznets curve hypothesis and the role of globalization in selected African Countries. *Ecol. Indicat.*, 67: 623-636.

Stern, D. I. (2007). The Effect of NAFTA on energy and environmental efficiency in Mexico. *Policy Studies Journal*, 35 (*2*): 291-322.

Shujah Ur, R.; Chen, S.; Saud, S.; Bano, S., & Haseeb, A. (2019). The nexus between financial development, globalization, and environmental degradation: Fresh evidence from Central and Eastern European Countries. *Environ. Sci. Pollut. Res. Int.*, 26: 24733-47.

You, W., & Lv, Z. (2018). Spillover effects of economic globalization on $CO_2$ emissions: A spatial panel approach. *Energ. Eon.*, 73: 248-257.

Zaidi, S.A.H.; Zafar, M.W.; Shahbaz, M., & Hou, F. (2019). Dynamic linkages between globalization, financial development and carbon emissions: Evidence from Asia Pacific Economic Cooperation Countries. *J. Clean Prod.*, 228: 533-543.

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]

**پیوست:**

**برآورد نقطه عطف بلندمدت برای EKC:**

$$\partial_{\mathrm{L}} = \mathrm{EXP}\left[\frac{\alpha_1}{2(\alpha_2)}\right] = \mathrm{EXP}\left[\frac{21.252}{1.926}\right] = \mathrm{EXP}(11.034268) = 29948.06519 \text{ for FMOLS}$$

$$\partial_{\mathrm{L}} = \mathrm{EXP}\left[\frac{\beta_1}{2(\beta_2)}\right] = \mathrm{EXP}\left[\frac{21.368}{1.932}\right] = \mathrm{EXP}(11.060041) = 31681.24043 \text{ for CRR}$$

[ Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-30 ]

[ DOR: 20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2 ]