بررسی فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران: کاربرد مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده همراه با آزمون شکست ریشه واحد

حسن آزرم[۱*] ، محمد بخشوده[۲]

۱*- دانشجوی دکتری بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

ایمیل نویسنده مسئول: hassan_azarm@yahoo.com شماره موبایل نویسنده مسئول: ۰۹۱۶۴۰۵۷۱۴۹

۲- استاد بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

تاریخ دریافت: ۹۸/۳/۳ تاریخ پذیرش: ۹۸/۳/۲۵

چکیده

در مطالعه حاضر به بررسی و آزمون فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران، با استفاده از دو شاخص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد در قالب دو مدل پرداخته شده است. در این مطالعه اثر متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، درجه باز بودن اقتصاد و درصد شهرنشینی بر روی انتشار گاز دی اکسیدکربن به عنوان شاخصی از کیفیت محیطزیست، در قالب مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۰ بررسی شده است. وجه تمایز این تحقیق با سایر مطالعات انجام گرفته مربوط به مباحث زیست‌محیطی با استفاده از داده‌های سری زمانی در ایران، لحاظ شکست ساختاری متغیرها می‌باشد. نتایج نشان داد بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و درصد شهرنشینی و آلودگی محیطزیست رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. همچنین فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس مورد تأیید قرار گرفت. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علیرغم تأثیر مثبت بر انتشار گاز دی اکسیدکربن از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. لذا بر اساس این متغیر فرضیه پناهگاه آلودگی صادق نیست. اما اثر شاخص درجه باز بودن اقتصاد بر انتشار سرانه مثبت و معنی‌دار می‌باشد و فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران صادق است. بنابراین پیشنهاد می‌شود در واردات کالاها به مسائل زیست‌محیطی توجه شود.

کلمات کلیدی:

"فرضیه پناهگاه آلودگی"، "آزمون شکست ریشه واحد"، "انتشار دی‌اکسید کربن سرانه"، "سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی"، "شاخص باز بودن اقتصاد"

Investigation of Pollution Haven Hypothesis in Iran: Application of the ARDL Model with Breakpoint Unit Root Tests

Hassan Azarm[1, *], Mohammad Bakhshoodeh[2]

[1] Ph.D. student of Agricultural economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran

[2] Professor of Agricultural economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran

[*]Email Address: hassan_azarm@yahoo.com [*] Mobile Phone: +989164057149

Abstract

In this study, to investigate and test Pollution Haven Hypothesis (PHH) in Iran, using the two indexes flow of foreign direct investment and economic openness has been studied in two models. In this study, the effects of foreign direct investment, GDP, energy consumption, openness of economy and urbanization percent variables on carbon dioxide emissions (CO2) as an indicator of environmental quality, in the form model of an Autoregressive Distributed Lag Cointegration (ARDL) using data from the years 1971-2015 have been investigated. The distinction of this research with other studies on environmental issues using time series data in Iran, the structural break of variables is considered. The results showed that there is a positive and significant relationship between economic growth, energy consumption and urbanization percent and environmental pollution. Also, the environmental Kuznets hypothesis has also been confirmed. Foreign direct investment variable, despite having a positive impact on CO2 emissions is not statistically significant. Therefore, based on this variable, Pollution Haven Hypothesis is not true. But the effect of the index of openness of the economy on the on carbon dioxide emissions per capita is positive and significant and the PHH does exist in Iran.

Keywords

"Pollution Haven Hypothesis", "Breakpoint unit root tests", "Carbon dioxide emissions per capita", "Foreign Direct Investment", "Economic Openness"

۱- مقدمه

طی دو دهه اخیر، ارتباط میان آزادسازی تجاری و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و میزان دستیابی به استانداردهای زیست‌محیطی و به تعبیری رعایت ملاحظات زیست‌محیطی در کانون توجه پژوهشگران قرار گرفته است (بهلولی و همکاران، ۱۳۹۲؛ He, 2006). از آنجا که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی هر کشوری می‌باشد، لذا بررسی ارتباط بین این متغیر کلیدی و آلودگی محیطزیست از اهمیت خاصی برخوردار است و درتصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی نقش مهمی را بازی می‌کند. در رابطه با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادسازی تجاری و کیفیت محیطزیستی دیدگاه‌های متفاوتی خصوصا در مورد کشورهای در حال توسعه وجود دارد که با جمع‌بندی آنها نمی‌توان به راحتی بیان کرد که ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و باز بودن درجه اقتصاد به کشور میزبان چه اثری بر میزان آلاینده‌ها دارد و آیا این ارتباط مثبت و یا منفی است (Zhu et al, 2016).

یکی از مهم‌ترین نظریه‌هایی که به تبیین اثرات وضع قوانین و سیاست‌های زیست‌محیطی پرداخته، فرضیه پناهگاه آلودگی[1] است. در برخی از کشورهای در حال توسعه، به دنبال اعمال قوانین زیست‌محیطی ملایم‌تر و یا عدم سختگیری در اجرای قوانین مربوطه، صنایع آلوده‌کننده به این کشورها منتقل گردیده و سبب شده است این کشورها به پناهگاهی برای صنایع آلوده‌کننده در جهان تبدیل شوند و یا به نوعی آزادسازی تجاری و سختگیری زیست محیطی سبب می‌شود که کشورهای توسعه یافته در تولید کالای پاک و کشورهای در حال توسعه در تولید کالای آلوده‌کننده تخصص پیدا کرده و به پناهگاهی برای صنایع آلوده کننده در جهان تبدیل شوند (Cheng et al, 2017). این فرضیه یا از طریق سرمایه‌گذاری خارجی و جابه‌جایی صنایع آلوده‌کننده از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه و یا از طریق گسترش و توسعه صنایع آلاینده موجود در کشورهای در حال توسعه اتفاق می‌افتد، به عبارت دیگر کشورهای در حال توسعه در صنایع آلوده‌کننده مزیت نسبی پیدا می‌کنند (اسلاملوئیان و دهقان منشادی، ۱۳۹۴؛ Lau et al, 2014).

نحوه اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت زیست‌محیطی مخصوصا در مورد کشورهای در حال توسعه متفاوت است. برخی از دانشمندان مانند Stern (2005) معتقدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به علت اثرگذاری بر رشد اقتصادی می‌تواند بر کیفیت زیست محیطی اثر بگذارد. این دانشمندان با بیان فرضیه پناهگاه آلودگی نتیجه می‌گیرند که ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهای در حال توسعه منجر به افزایش آلودگی و تخریب محیط زیست می‌شود. از سوی دیگر برخی از محققان با قبول نظریه‌ی پورئر نتیجه می‌گیرند که ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کاهش آلودگی و بهبود کیفیت محیطزیست کشورهای میزبان کمک می‌کند. چرا که بر اساس این نظریه، ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان یک عامل تولید باعث تسریع رشد اقتصادی کشور میزبان شده همچنین دسترسی کشور میزبان به تکنولوژی کارا در حفاظت از محیطزیست را فراهم می‌کند که دسترسی به تکنولوژی‌های پاک و دوستدار محیطزیست به بهبود کیفیت محیطزیست کمک می‌کند (Dinda, 2005؛ Zhang & Zhou, 2016؛ Cheng et al, 2017).

از طرفی محیطزیست هر کشور علاوه بر اثرپذیری از تحولات اقتصاد داخلی، در معرض تغییرات در عرصه تجارت خارجی نیز قرار دارد. این تعامل محیطزیست با تجارت خارجی عمدتاً از طریق آزادسازی تجاری صورت می‌گیرد. تجارت از سویی می تواند باعث ایجاد ثروت و افزایش رفاه گردد و از این رهگذر ثروت ایجاد شده برای محیطزیست مورد استفاده قرار گیرد و منافع حاصل از تجارت به معنای استفاده کمتر از منابع و تولید کمتر زباله باشد. از سوی دیگر، از منظر زیست‌محیطی تجارت به معنای تولید کالای بیشتر و ایجاد خسارات زیست‌محیطی بیشتر خواهد بود و لزوما باعث بهبود محیطزیست نمی‌شود (فطرس و همکاران، ۱۳۹۱؛ Zhang & Zhou, 2016). در رابطه با بررسی و آزمون فرضیه پناهگاه آلودگی مطالعات متعددی انجام شده است که تعدادی از این مطالعات در جدول (۱) آورده شده است.

1. Pollution Haven Hypothesis

جدول ۱- خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در زمینه فرضیه پناهگاه آلودگی

نویسنده	کشور	دوره زمانی	روش	نتایج	فرضیه پناهگاه آلودگی
اصغری و عاملی (۱۳۸۹)	کشورهای منتخب خلیج فارس و اتحادیه اروپا	۲۰۱۰- ۲۰۰۱	مدل اثرات ثابت و تصادفی	ورود FDI سبب بهبود کیفیت محیطزیست این منطقه شده است.	بله
بهلولی (۱۳۹۲)	ایران	۱۳۸۷- ۱۳۵۷	ARDL	FDI باعث آلودگی محیطزیست می‌شود.	بله
اسلاموئیان و دهقان منشادی (۱۳۹۴)	۲۸ کشور عضو OECD	۲۰۱۰- ۲۰۰۱	مدل اثرات ثابت و تصادفی	بین عملکرد زیست‌محیطی با کشورهای درآمد بالا و جریان خروج سرمایه‌گذاری آنها رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد.	بله
هافمن و همکاران (۲۰۰۵)	۱۱۲ کشور	۱۹۹۹-۱۹۷۱	VAR	ورود FDI در کشورهای دارای درآمد پایین یا متوسط باعث افزایش CO2 می‌شود.	بله
هی (۲۰۰۶)	چین	۲۰۱۱- ۱۹۹۴	GMM	یک درصد افزایش در FDI باعث افزایش ۰/۰۹۸ درصد انتشار SO2 می‌شود	بله
آشاریا (۲۰۰۹)	هند	۲۰۰۳- ۱۹۸۰	تحلیل هم‌جمعی	یک درصد افزایش در جریان FDI باعث افزایش ۰/۸۶درصدی انتشار CO2 می‌شود.	بله
لائو و همکاران (۲۰۱۴)	مالزی	۲۰۰۸-۱۹۷۰	آزمون کرانه و تست گرانجر	FDI و تجارت منجر به افزایش تخریب محیطزیست می‌شود.	بله
زکریا و همکاران (۲۰۱۵)	کشورهای بریکس	۲۰۱۲-۱۹۹۰	تحلیل هم‌جمعی و تست گرانجر پانل	FDI در بلندمدت باعث افزایش انتشار CO2 می‌شود.	بله
ایسکلند و هریسون (۲۰۱۵)	ونزوئلا، مراکش و مکزیک	۱۹۸۷-۱۹۸۸ ۱۹۸۸-۱۹۸۳ ۱۹۹۰-۱۹۸۵ ۱۹۹۰-۱۹۸۴	مدل اثرات ثابت و تصادفی و مدل GMM	بنگاه‌های خارجی آلودگی کمتری نسبت به بنگاه‌های داخلی ایجاد می‌کنند.	خیر
ژانگ و ژائو (۲۰۱۶)	چین	۲۰۱۰-۱۹۹۵	مدل STIRPAT	FDI باعث کاهش CO2 در مناطق غربی می‌شود.	خیر
ژائو و همکاران (۲۰۱۶)	ASEAN-5	۲۰۱۱-۱۹۸۱	مدل رگرسیون پانل کوانتیل	FDI اثر منفی بر انتشار کربن و بالا بودن درجه باز بودن اقتصاد باعث افزایش انتشار جابجایی کربن می‌شود.	خیر
چنج و همکاران (۲۰۱۷)	چین	۲۰۱۴-۱۹۹۷	مدل‌های فضایی پانل پویا	FDI کربن را کاهش اما پیشرفت تکنولوژی معنادار نمی‌باشد.	خیر

با توجه به جدول (۱) ملاحظه می‌شود متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و باز بودن درجه اقتصاد دارای اثرات متفاوتی بر آلودگی ناشی از انتشار و در نتیجه کیفیت محیطزیست می‌باشد.

در این تحقیق به بررسی و آزمون فرضیه پناهگاه آلودگی با استفاده از جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد در دو الگوی متمایز پرداخته می‌شود. وجه تمایز این تحقیق با سایر مطالعات انجام گرفته در ایران این است که در اکثر مطالعات مربوط به مباحث زیست‌محیطی با استفاده از داده‌های سری زمانی به شکست ساختاری متغیرها توجه نشده است. از آنجایی که در صورت نادیده گرفتن شکست ساختاری متغیرها در دوره‌های سری زمانی نتایج برآوردی اریب خواهد بود و نمی‌تواند تصویر درستی از وضعیت دنیای واقعی به دست دهد، لذا در این پژوهش بعد از مشخص شدن شکست ساختاری متغیرها به برآورد مدل پرداخته شده است.

۲- روش انجام تحقیق

در مطالعه حاضر، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، درجه باز بودن اقتصاد و درصد شهرنشینی را بر روی انتشار دی اکسیدکربن در ایران را بررسی می‌کنیم. همه متغیرها در جدول (۲) تعریف شده است:

جدول ۲- تعریف متغیرهای مورد استفاده

نام متغیر	تعریف	واحد
$\mathbf{E_t}$	کل انتشار دی اکسید کربن سرانه	تن متریک
$\mathbf{GDP_t}$	تولید ناخالص داخلی سرانه	بر حسب دلار آمریکا به قیمت ثابت ۲۰۱۱
$\mathbf{FDI_t}$	جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	درصدی (٪) از تولید ناخالص داخلی
$\mathbf{OE_t}$	درجه باز بودن اقتصاد	–
$\mathbf{EU_t}$	مصرف انرژی سرانه	کیلوگرم معادل نفت
$\mathbf{UR_t}$	سطح شهرنشینی	درصدی (٪) از کل جمعیت

رابطه رگرسیونی بلندمدت به صورت زیر تصریح می‌شود (Tamazian and Rao, 2010؛ Zakarya et al, 2015؛ Xu et al, 2017):

$$\ln E_t = \theta_0 \ln FDI_t + \theta_2 \ln GDP_t + \theta_3 \ln EU_t + \theta_4 \ln OE_t + \theta_5 UR_t + \theta_6 D + \varepsilon_t \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، ln لگاریتم طبیعی و D متغیر موهومی که در آن دوره شکست ساختاری اتفاق افتاده است. همچنین، متغیر GDP_t^2 (توان دوم GDP) نیز وجود دارد.

روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) امکان بررسی توأم اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرها را فراهم می‌کند. به عبارت دیگر این روش توانایی تخمین اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به طور همزمان دارا می‌باشد.

محدودیت‌های تحلیل‌های هم‌جمعی مبتنی بر روش انگل-گرانجر باعث شد تا برخی از مطالعات به منظور غلبه بر نواقص روش فوق در جهت دستیابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل رابطه بلندمدت بین متغیرها برآیند. از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه Pesaran et al., (1995) و Pesaran & Shin (1996) اشاره نمود. رهیافت ارائه شده توسط ایشان علاوه بر رفع نیاز به اطلاع از جهت رابطه بین متغیرها، امکان بررسی توأم رابطه میان متغیرها در حالتی که پاره‌ای از آن‌ها در سطح ایستا هستند و پاره‌ای دیگر با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند را فراهم می‌کند. این رهیافت موسوم به رهیافت ARDL است. مزیت عمده این استراتژی این است که می‌توان آن را بدون توجه به ایستا بودن متغیرها در سطح یا ایستا بودن پس از یک بار تفاضل گیری به کار گرفت و این مزیت باعث می‌شود با مشکل تفکیک متغیرها به گروه‌های هم‌جمع ایستا در سطح و ایستا پس از یک بار تفاضل‌گیری مواجه نباشیم (Pesaran & Pesaran, 1997).

این روش توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا می‌باشد و ضمناً به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمین‌های به دست آمده از آن‌ها نااریب و کاراً خواهند بود (Siddiki, 2000).

مدل ARDL تعمیم یافته[1] را بر اساس الگوی مطالعه حاضر می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,p)X_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k \quad (۲)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه[2] می‌باشد که به صورت $L^j Y_t = Y_{t-j}$ تعریف می شود. بنابراین خواهیم داشت:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - ... - \alpha_p L^p \quad (۳)$$

$$\beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq}L_i^q \quad ,$$

X_{it} ، i امین متغیر مستقل می‌باشد. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$Y_t = Y_{t-1} = ... = Y_{t-p}, \qquad X_{i,t} = X_{i,t-1} = ... = X_{i,t-q} \quad (۴)$$

که در رابطه آخری q عبارت از q امین وقفه مربوط به i امین متغیر می‌باشد. رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + v_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)}$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q}\beta_i}{\alpha(1,p)} \quad , \quad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1,p)} \quad (۵)$$

معادله تصحیح خطای مدل ARDL به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta Y_t = \Delta\widehat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p}\widehat{\alpha}_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{k}\widehat{\beta}_{i0}\Delta X_{it} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=2}^{q}\widehat{\beta}_{i,t-j}\Delta X_{i,t-j} - \alpha(1,p)ECT_{t-1} + u_t \quad (۶)$$

که در آن ECT جزء تصحیح خطا بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ECT = Y_t - \widehat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k}\widehat{\beta}_i X_{it}$$

1. Augmented ARDL
2. Lag operator

(۷)

که در آن α و β ضرایب برآورد شده از معادله (۱) می‌باشند. $\alpha(1, p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیر های اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگو ها در کار های تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای ECT آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند.

برای تخمین رابطه بلندمدت می توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده نمود. در مرحله اول وجود یک رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل را که به وسیله تئوری بیان می‌شود مورد بررسی قرار می‌گیرد. Pesaran et al., (2001)، به منظور بررسی وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه (باند تست[1]) استفاده نمود. قبل از به کار بردن آزمون کرانه برای مدل تصحیح خطا، می‌بایست ابتدا مدل‌ها تخمین زده شود (Sun et al, 2017):

(۸)

$$\Delta \ln E_t = \delta + \sum_{i=1}^{k} \alpha_0 \Delta \ln E_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_1 \Delta \ln FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_2 \Delta \ln GDP_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_3 \Delta \ln EU_{t-1} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_4 \Delta \ln OE_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \alpha_5 \Delta \ln UR_{t-i} + \lambda_0 \ln E_{t-i} + \lambda_1 \ln FDI_{t-i} + \lambda_2 \ln GDP_{t-i} + \lambda_0 \ln E_{t-i} + \lambda_1 \ln FDI_{t-i} + \lambda_2 \ln GDP_{t-i} + + \lambda_3 \ln EU_{t-i} + \lambda_4 \ln OE_{t-i} + \lambda_5 \ln UR_{t-i} + \alpha_6 D + \varepsilon_t$$

(۹)

که در رابطه (۸)، Δ اپراتور تفاضل مرتبه اول است و فرضیه صفر بیان می‌کند رابطه هم‌جمعی بین متغیرها وجود ندارد. به عبارتی دیگر رابطه $\lambda_0 = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$ برقرار است روابط کوتاه مدت به صورت زیر تعریف می‌شود (Sun et al, 2017):

همچنین برای شاخص درجه باز بودن اقتصاد از از رابطه (۱۰) استفاده شده است:

$$OE_t = \frac{X_t + M_t}{GDP_t} \qquad (۱۰)$$

که در اینجا X صادرات، M واردات و GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت سال ۱۳۸۹ می‌باشد.

در مقاله حاضر از تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد بر انتشار گاز دی اکسیدکربن برای بررسی وجود یا عدم وجود فرضیه پناهگاه آلودگی استفاده می‌شود. از طرفی، انتشار گاز دی اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی به ترتیب به عنوان شاخص زیست‌محیطی و اقتصادی به کار برده می‌شود. همچنین GDP_t^2 برای آزمون وجود فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس استفاده می‌شود.

آمار و اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه از داده های آماری بانک جهانی (World Bank) و مرکز آمار ایران استخراج شده است. دوره مطالعه این تحقیق، سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۰ می‌باشد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار Eviews 10 استفاده شده است.

۳- نتایج

از جمله موضوعاتی که لازم است قبل از برآورد مدل، مورد بررسی قرار گیرد موضوع ایستایی متغیرها ست. در واقع برای پرهیز از رگرسیون کاذب لازم است قبل از برآورد الگو از ایستایی متغیر ها در دوره مورد بررسی اطمینان حاصل گردد. به همین منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فلیپس- پرون (P-P) استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۳) نشان داده شده است. با توجه به جدول (۳) نتایج ایستایی نشان می‌دهد که از بین متغیرهای مورد بررسی، به جز متغیر لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که در سطح ایستا می‌باشد بقیه متغیر ها پس از انجام یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌باشد و به پیروی از مطالعات موجود و همچنین با توجه به ویژگی‌های رهیافت تحلیل همجمعی موسوم به ARDL از این روش استفاده گردید.

ابتدا لازم است آزمون وجود رابطه بلند مدت در بین متغیر های موجود صورت گیرد. برای بررسی وجود رابطه بلند مدت از آزمون کرانه (باند تست) استفاده شده است. آماره F محاسباتی با مقادیر بحرانی بیان شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسه گردید که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده‌است. با توجه به اینکه آماره F محاسباتی برای هر دو مدل از بین مدل‌های امکان‌پذیر، از کرانه بالا در سطح ۵ درصد بزرگ‌تر می‌باشد، لذا فرضیه صفر رد می‌گردد و وجود رابطه بلند مدت میان متغیر ها تایید می شود.

1. Bounds Test

جدول ۳- بررسی ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی فولرتعمیم یافته (ADF) و فلیپس – پرون (P-P)

متغیرها	ADF		P-P		Intercept	Trend
	T-statistic	Lag	Adj. t-stat	Bandwidth		
$\mathbf{lnE_t}$	−۲/۳۳	۱	−۲/۱۲	۱	بله	بله
$\mathbf{\Delta lnE_t}$	−۵/۳۸***	۱	−۵/۲۱***	۴	بله	بله
$\mathbf{lnGDP_t}$	−۱/۴۱	۳	−۱/۱۶	۱	بله	بله
$\mathbf{\Delta lnGDP_t}$	−۴/۲۱***	۲	−۳/۵۵**	۸	بله	بله
$\mathbf{lnFDI_t}$	−۵/۰۷***	۰	−۵/۱۵***	۳	بله	بله
$\mathbf{lnOE_t}$	−۲/۱۳	۰	−۲/۲۷	۱	بله	بله
$\mathbf{\Delta lnOE_t}$	−۵/۶۹***	۰	−۵/۷۴***	۲	بله	بله
$\mathbf{lnEU_t}$	−۳/۰۵	۰	−۲/۹۶	۳	بله	بله
$\mathbf{\Delta lnEU_t}$	−۸/۰۹***	۰	−۷/۹۶***	۳	بله	بله
$\mathbf{UR_t}$	−۲/۷۳	۱	−۱/۹۷	۴	بله	بله
$\mathbf{\Delta UR_t}$	−۴/۶۸***	۱	−۳/۲۳**	۲	بله	بله

مأخذ: یافته‌های تحقیق (**و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد هستند. همچنین ماکزیمم وقفه ۴ در نظر گرفته شده است. وقفه بهینه تست ADF بر اساس معیار شوارتز بیزین انتخاب شد. برای آزمونP-P از Newey-West Bandwidth استفاده شده است).

جدول ۴- بررسی وجود رابطه بلندمدت (آزمون کرانه)

مدل‌ها	F	مقادیر بحرانی					
		۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$\ln E = f(\ln FDI, \ln GDP, \ln OE, \ln EU, \ln UR)$	۳/۹۵***	۲/۲۶	۳/۳۵	۲/۶۲	۳/۷۹	۳/۴۱	۴/۶۸
$\ln E = f(\ln FDI, \ln GDP, \ln OE, \ln EU, \ln UR, \ln GDP^2)$	۴/۰۷***	۱/۷۵	۲/۸۷	۲/۰۴	۳/۲۴	۲/۶۶	۴/۰۵

مأخذ: یافته‌های مطالعه

از طرفی هنگامی‌که شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی وجود دارد قدرت آزمون‌های ریشه واحد معمولی ناپایدار است. لذا، می‌بایستی آزمون نقطه شکست ریشه واحد انجام گیرد. جدول (۵) نشان می‌دهد که فرضیه صفر ریشه واحد برای اکثر متغیرها در سطح رد نمی‌شود. اما زمانی‌که از متغیرها یکبار تفاضل گرفته می‌شود فرضیه صفر برای همه متغیرها رد می‌شود. همچنین با توجه به نتایج مشخص می‌شود حدود ۶۶ درصد شکست‌های ساختاری در دهه ۱۳۶۰ اتفاق می‌افتد. دهه‌ای که کشور با جنگ روبرو بوده است. بنابراین ملاحظه می‌شود متغیرهای (E_t, GDP_t, OE_t, UR_t) در سال ۱۳۶۲ شکست اتفاق می‌افتد و با توجه به اینکه بیشتر شکست متغیرهای مطالعه حاضر در این سال اتفاق می‌افتد برای کامل‌تر بودن اثر متغیرها بر متغیر وابسته، سال ۱۳۶۲ به عنوان متغیر موهومی در نظر گرفته می‌شود. در ادامه نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای در هر دو مدل در جدول (۶) خلاصه شده است. با توجه به این که تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی هستند بنابراین پارامترهای تخمینی از معادلات بلندمدت نشان دهنده‌ی کشش است. با توجه به جدول (۶) ملاحظه می‌شود در مدل اول ضرایب متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن اقتصاد، مصرف انرژی و درصد شهرنشینی در سطح یک درصد تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار گاز دی اکسیدکربن دارند. به عبارت دیگر، رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و افزایش انتشار گاز دی اکسیدکربن مورد تائید قرار می‌گیرد. اما ملاحظه می‌شود متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معنی‌داری بر انتشار گاز دی اکسیدکربن ندارد و همچنین ضریب این متغیر علیرغم تأثیر مثبت بر متغیر وابسته، در هر دو مدل بسیار پایین و نزدیک به صفر به دست آمده است. از طرفی در مدل اول متغیر درجه باز بودن اقتصاد بیشترین ضریب را دارا می‌باشد و مثبت بودن این ضریب نشان می‌دهد که با بازتر شدن درجه اقتصاد انتشار گاز دی اکسیدکربن افزایش می‌یابد.

جدول۵- آزمون نقطه شکست ریشه واحد

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	نقطه شکست	T-statistic	نقطه شکست	T-statistic
$\mathbf{lnE_t}$	۱۳۷۶	-۳/۲۹ (۱)	۱۳۶۲	-۵/۸۶*** (۱)
$\mathbf{lnGDP_t}$	۱۳۶۲	-۳/۶۵ (۱)	۱۳۶۷	-۴/۹۸** (۲)
$\mathbf{lnFDI_t}$	۱۳۶۹	-۱۱/۹۳*** (۰)	۱۳۷۱	-۱۱/۴۰*** (۰)
$\mathbf{lnOE_t}$	۱۳۶۲	-۶/۹۷*** (۸)	۱۳۶۵	-۶/۰۰*** (۰)
$\mathbf{lnEU_t}$	۱۳۸۹	-۳/۲۱ (۰)	۱۳۶۶	-۸/۵۹***(۰)
$\mathbf{UR_t}$	۱۳۸۵	-۳/۸۷ (۱)	۱۳۶۲	-۸/۱۱***(۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق (**و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ و ۱ درصد هستند. همچنین ماکزیمم وقفه ۴ در نظر گرفته شده است. نقطه شکست بر اساس روش Dickey-Fuller min-t انتخاب گردید که طول وقفه بر اساس معیار شوارتز بیزین تعیین شده است. همچنین وقفه بهینه در داخل پرانتز آورده شده است).

نتایج جدول (۶) برای مدل دوم نشان می‌دهد که کشش بلندمدت بین انتشار سرانه و درآمد سرانه ۱/۹۴ است. بنابراین، افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه سبب افزایش انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن به میزان ۱/۹۴ درصد خواهد شد. نتایج همچنین حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین انتشار سرانه گاز دی اکسیدکربن و متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد، مصرف انرژی و درصد شهرنشینی است. همچنین همانند مدل اول متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معنی‌داری بر انتشار گاز دی اکسیدکربن ندارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در جمعیت شهری باعث افزایش ۰/۰۷ درصدی در انتشار سرانه خواهد شد هرچند میزان تأثیر این متغیر در مقایسه با سایر متغیرها کمتر است. از طرفی از مدل دوم می‌توان برای بررسی وجود یا عدم وجود فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) استفاده نمود. در همین راستا، توان دوم تولید ناخالص داخلی در مدل دوم اضافه شده است تا وجود رابطه‌ی غیرخطی بین انتشار گاز دی اکسیدکربن و درآمد بررسی شود. نتایج وجود رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار بین درآمد و انتشار را نشان می‌دهد به عبارت دیگر درآمد بالاتر منجر به انتشار بیشتر گاز دی اکسیدکربن به محیط‌زیست می‌شود. ضریب توان دوم تولید ناخالص داخلی منفی و معنی‌دار شده است که نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه‌ی غیرخطیِ منفی بین توان دوم درآمد و انتشار در ایران است که رابطه U معکوس بین دو متغیر را آشکار کرده و فرضیه EKC را تایید می‌کند. به عبارت دیگر ارتباط درجه دو بین این دو متغیر حاکی از این است که سرانه انتشار گاز دی اکسیدکربن تا یک سطح معینی از تولید ناخالص داخلی سرانه افزایش یافته و پس از آن کاهش می‌یابد. که نتایج با اغلب مطالعات انجام شده در این حوزه همسو است. همچنین، در هر دو مدل حاضر، متغیر موهومی اضافه شده به مدل اثر منفی و معنی‌داری بر میزان انتشار گاز دی اکسیدکربن دارد که نشان می‌دهد این متغیر باعث کاهش انتشار سرانه می‌شود.

جدول ۶- نتایج رابطه بلندمدت معادله انتشار دی اکسیدکربن

متغیر	ضریب	آماره t
مدل اول		
$\mathbf{lnGDP_t}$	۰/۴۲***	۴/۷۶
$\mathbf{lnFDI_t}$	۰/۰۰۰۱	۰/۸۳
$\mathbf{lnEU_t}$	۰/۴۱***	۲/۴۸
$\mathbf{lnOE_t}$	۰/۵۴***	۲/۶۶
$\mathbf{UR_t}$	۰/۰۸***	۵/۶
$\mathbf{D}$	-۰/۲۴**	-۲/۶۹
R^2=۰/۶۳		
مدل دوم		
$\mathbf{lnGDP_t}$	۱/۹۴***	۷/۴
$\boldsymbol{lnGDP_t^2}$	-۰/۰۹***	-۵/۵۲
$\mathbf{lnEU_t}$	۰/۲۴***	۲/۹۵
$\mathbf{lnFDI_t}$	۰/۰۰۴	۰/۰۵
$\mathbf{lnOE_t}$	۰/۴۷**	۲/۳۲
$\mathbf{UR_t}$	۰/۰۷***	۵/۵۶
$\mathbf{D}$	-۰/۲۱**	۲/۲۸
R^2=۰/۷۸		

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

در جدول (۷) نتایج مربوط به الگوی تصحیح خ طا دو مدل ارا ئه شده‌است. بیشترین ضریب برآوردی در مدل اول کو تاه مدت، مربوط به لگاریتم تولید ناخالص داخ لی ا ست. ضریب برآوردی متغیر مورد نظر در کوتاه مدت مثبت و بیانگر افزایش انتشار سرانه است. با توجه به میزان مطلق کشش بدست آ مده می توان ب یان نمود افزایش انتشار گاز دی اک سیدکربن ن سبت به ر شد تولا ید ناخالص داخلی در کوتاه مدت کشش ناپذیر است و با ا فزایش ۱۰

درصد در میزان تولید ناخالص داخلی، انت شار سرانه م عادل ۱/۹۴ درصد افزایش می‌یابد. همچ نین ا ین ن تایج کو تاه مدت ن شان می‌دهد که علامت و مع نی‌داری ضرایب متغیر ها م شابه حا لت بلندمدت است. از طرفی همانند برآورد مدل بلندمدت ضریب متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علیرغم تأثیر مثبت بر میزان انت شار گاز دی اک سیدکربن م قدار آن ب سیار پایین و از ل حاظ آ ماری معنی‌دار نمی‌باشد. متغیر موهومی اضافه شده به مدل در کو تاه مدت ن یز ا ثر منف ی و مع نی‌داری بر م یزان انت شار گاز دی اکسیدکربن دارد.

همچنین وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. ضریب برآوردی ECT در مدل اول از نظر آماری مع نی‌دار و ب یانگر سرعت ت عدیل ن سبتا بالایی می‌باشد. به عبارت دیگر روند تغی یرات کو تاه مدت ر شد انتشار سرانه را با روند بلند مدت آن هم‌جهت می‌نماید. در واقع با توجه به ضریب جمله تصحیح خطا، می‌توان گفت که در هر دوره ۸۴ درصد انحرا فات متغ یر انت شار گاز دی اک سیدکربن از بین می‌رود.

جدول۷- نتایج رابطه کوتاه مدت معادله انتشار دی اکسیدکربن

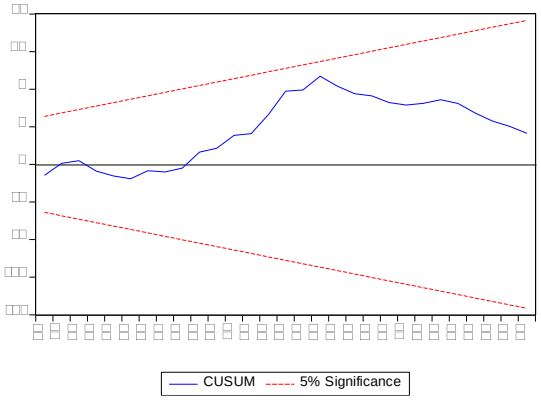
مدل اول	ضریب	آماره t
$\mathbf{C}$	۰/۰۸***	۶/۳۲
$\Delta(\mathbf{lnFDI})$	۰/۰۱	۰/۸
$\Delta(\mathbf{lnGDP})$	۰/۹۴***	۴/۲۱
$\Delta(\mathbf{lnEU})$	۰/۱۹	۰/۸۴
$\Delta(\mathbf{lnOE})$	۰/۰۹	۰/۵
$\Delta(\mathbf{lnOE(-1)})$	۰/۳۲*	۱/۸۵
$\Delta(\mathbf{lnUR})$	۰/۰۷***	۳/۵۳
$\Delta(\mathbf{D})$	-۰/۲۰***	-۲/۴۹
$\mathbf{ECT_{t-1}}$	-۰/۸۴***	-۴/۳۷

مدل دوم	ضریب	آماره t
$\boldsymbol{C}$	۰/۰۴***	۵/۶۸
$\Delta(\boldsymbol{lnGDP})$	۲/۰۶***	۵/۲۵
$\Delta(\mathbf{lnGDP(-1)})$	-۰/۲۱	-۰/۹۵
$\Delta(\mathbf{lnEU})$	۰/۱۹***	۲/۹۶
$\Delta(\mathbf{lnFDI})$	۰/۰۰۰۳	۰/۵
$\Delta(\mathbf{lnOE})$	۰/۱۴	۰/۷۳
$\Delta(\mathbf{lnUR})$	۰/۰۶***	۳/۴۰
$\Delta(\boldsymbol{lnGDP^2(-1)})$	-۰/۰۷***	۳/۸۹
$\Delta(\mathbf{D})$	-۰/۱۷**	-۲/۱۹
$\boldsymbol{ECT_{t-1}}$	-۰/۸۲***	-۴/۱۴

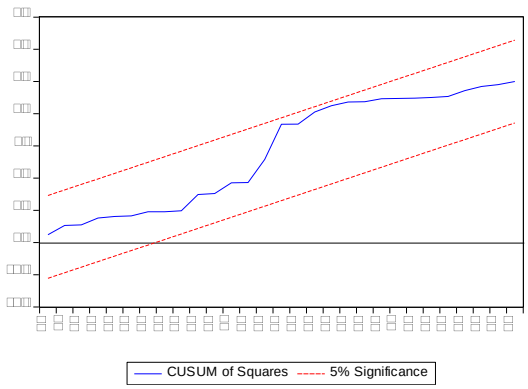
مأخذ: یافته‌های تحقیق (*و**و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد)

همچنین نتایج جدول (۷) حاکی از آن است که اک ثر متغیرهای موجود در مدل دوم در کوتاه مدت نیز اثر معنی‌داری بر میزان انتشار آلودگی داشته داشته و در این بین، بیشترین مقدار مطلق ضریب برآوردی مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی (۲/۰۶ درصد) و کمترین آن مربوط به متغیر در صد شهرن شینی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. همچ نین متغ یر مو هومی اضافه مشابه مدل اول در کوتاه مدت، متغیر موهومی اضافه شده به مدل در کوتاه مدت نیز اثر منفی و معنی‌داری بر م یزان انت شار گاز دی اکسیدکربن دارد. ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) نیز ۰/۸۲- درصد بدست آمده است که در سطح قابل قبول ۱ درصد معنی‌دار و بیانگر سرعت بالای تعدیل در الگوی دوم است.

در نهایت استفاده از آزمون‌های مجموع تجمعی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی (QCUSUM) نشان داد که فرضیه پایداری ضرایب را در سطح ۵ درصد معنی‌داری نمی‌توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که مدل‌های برآوردی با ثبات می‌باشند. در نمودارهای (۱) و (۲) به ترتیب آزمون‌های CUSUM و QCUSUM آورده شده است. با توجه به قرار گرفتن نمودار آماره آزمون‌های فوق در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، ضرایب برآوردی مدل پایدار هستند.



نمودار ۱- آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)



نمودار ۲- آزمون مجموع مجذور تجمعی (QCUSUM)

٤- نتیجه‌گیری

در این تحقیق فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران با استفاده از دو شاخص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد در دو الگوی متمایز مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. روش عملی تحقیق بر اساس یک الگوی اقتصادسنجی در قالب الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد. نتایج آزمون کرانه وجود دو الگوی بلندمدت پایدار بین متغیرهای انتخاب شده در مدل را تأیید می‌کند. در بررسی هر دو الگوی کوتاه مدت و بلندمدت برای هر دو مدل برآوردی درمی‌یابیم که همه متغیرهای موجود داری علامت مورد انتظار می‌باشند و اکثر متغیرها از نظر آماری معنی‌دار بوده و ضریب برآوردی الگوی تصحیح خطا در هر دو مدل، از نظر آماری معنی‌دار و بیانگر سرعت تعدیل بالایی می‌باشد. با توجه به ضریب مثبت متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه که معنی‌دار نیز می‌باشد رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و آلودگی محیطزیست وجود دارد که بیانگر بی توجهی به کیفیت محیط زیست و در نتیجه توسعه روزافزون صنایع با آلایندگی بالا در کشور است. این نتیجه در راستای یافته‌های بهبودی و گلعذانی (۱۳۸۷)؛ فطرس و همکاران (۱۳۹۱)؛ واثقی و اسماعیلی (۱۳۸۸) و Alam et al, (2007) می‌باشد. علاوه بر این، رابطه‌ی غیرخطی بین انتشار گاز دی اکسیدکربن و درآمد سرانه نشان می‌دهد انتشار گاز دی اکسیدکربن تا یک سطح معینی از درآمد سرانه افزایش یافته و پس از آن کاهش می‌یابد و فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس مورد تأیید قرار می‌گیرد. در ادامه نتایج نشان می‌دهد که درصد شهرنشینی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انشار سرانه دارد. از آنجا که بین مصرف انرژی و انتشار سرانه رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار وجود دارد می‌بایستی اقدامات لازم در جهت اصلاح الگوی مصرف انرژی در کشور صورت پذیرد تا با افزایش بهره‌وری از انتشار دی اکسید کربن کاسته شود. همچنین یشنهاد می شود در جهت کاهش مصرف انرژی گرایش به سمت تولید و مصرف انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی در کشور افزایش یابد. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علیرغم تأثیر مثبت بر انتشار گاز دی اکسیدکربن، دارای ضریب بسیار پایین و از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. لذا با توجه به عدم معنی‌داری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در افزایش انتشار سرانه، فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران صادق نمی‌باشد و طی سال‌های مورد بررسی در این تحقیق ورود جریان سرمایه‌گذاری خارجی تأثیر قابل توجهی بر کیفیت محیطزیست در ایران نداشته است. این یافته برخلاف نتیجه مطالعه اسلاملوئیان و دهقان منشادی (۱۳۹۴) و بهلولی (۱۳۹۲) می‌باشد. البته با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران در بعضی از سال‌ها حتی مقدار منفی نیز داشته است لذا حصول چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نبوده است. ذکر این نکته نیز ضروری است که نتایج با توجه به وضعیت کنونی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دست آمده است. اما چه بسا با افزایش سرمایه‌گذاری خارجی در سال‌های آینده این رابطه نیز تغییر کند. همچنین ضریب متغیر باز بودن اقتصاد نیز مثبت و معنی‌دار بوده و از لحاظ عددی قابل توجه می‌باشد و نشان می‌دهد که با بازتر شدن اقتصاد آلودگی محیطزیست افزایش می‌یابد که با نتایج مطالعات Levinson & Taylor (2008)؛ Antweiler et al, (2001) و Taylor & Scott (2004) سازگار می‌باشد. بنابراین بر مبنای شاخص باز بودن درجه اقتصاد فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران صادق می‌باشد. البته دلیل مثبت بودن درجه باز بودن اقتصاد بر افزایش انتشار سرانه می‌تواند ناشی از آلودگی ناشی از کالاهای وارداتی باشد. لذا پیشنهاد می‌شود در واردات کالاها به مسائل زیست‌محیطی توجه شود.

منابع

- اسلاملوئیان، ک.، دهقان منشادی، م.، ۱۳۹۴. بررسی رابطه‌ی بین عملکرد زیست‌محیطی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: آزمون فرضیه پناهگاه آلودگی، مجله علمی- پژوهشی سیاستگذاری اقتصادی، دوره هفتم، شماره ۱، ص ۳۱-۵۸.
- اصغری، م.، عاملی، پ.، ۱۳۹۴. تست فرضیه پناهندگی آلودگی در منطقه اتحادیه اروپا - خلیج فارس، فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، جلد ۱، شماره ۴، ص ۸۸-۹۹.
- بهبودی، د.، برقی گلعذانی، ف.، ۱۳۸۷. اثرات زیست‌محیطی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۵، شماره ۴، ص ۳۵-۵۳.
- بهلولی، پ.، ۱۳۹۲. بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی روی آلودگی محیط‌زیست در ایران، مطالعات کمّی در مدیریت، سال چهارم، شماره ۴، ص ۱۹۳-۲۱۰.
- فطرس، م. ح.، نجارزاده، ا.، پیروزمحمدی، ف.، ۱۳۹۱. بررسی رابطه میان آلودگی هوا، شدت انرژی و باز بودن اقتصاد ایران، مجله اقتصادی - دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۱۲، ص ۵-۲۲.
- واثقی، ا.، اسماعیلی، ع.، ۱۳۸۸. بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ انتشار گاز CO2 در ایران (کاربرد نظریهٔ زیست‌محیطی کوزنتس)، مجله محیط‌شناسی، شماره ۵۲، ص ۹۹-۱۱۰.

- Acharyya, J., 2009. FDI, growth and the environment: evidence from India on CO2 emission during the last two decades, Journal of Economic Development, Vol. 34 (1), P. 43-58.
- Alam, S., Fatima, A., Muhammad, B., 2007. Sustainable development in Pakistan in the Context of Energy Consumption Demand and Environmental Degradation, Journal of Asian Economics, Vol. 18 (5), P. 825-837.
- Antweiler, W., Copeland, B. R., Taylor, M. S., 2001. Is Free Trade Good for the Environment? American Economic Review, Vol. 91 (4), P. 877-908.
- Cheng, Z., Li, L., Liu, J., 2017. The emissions reduction effect and technical progress effect of environmental regulation policy tools, Journal of Cleaner Production, Vol. 149, P. 191-205.
- Dinda, S., 2005, A theoretical basis for the environmental Kuznets curve, Ecological Economics, Vol. 53, P. 403–413.
- Eskeland, G. S., Harrison, A. E., 2003. Moving to greener pastures? Multinationals and the pollution haven hypothesis, Journal Development of Economic, Vol. 70 (1), P. 1-23.
- He, J., 2006. Pollution haven hypothesis and environmental impacts of foreign direct investment: the case of industrial emission of sulfur dioxide in Chines provinces, Ecological economics. Vol. 60, P. 228-245.
- Hoffmann, R., Lee, C.G., Ramasamy, B., Yeung, M., 2005. FDI and pollution: a granger causality test using panel data, Journal of International Development: The Journal of the Development Studies Association, Vol. 17 (3), P. 311-317.
- Lau, L. S., Choong, C. K., Eng, Y. K., 2014. Investigation of the environmental Kuznets curve for carbon emissions in Malaysia: do foreign direct investment and trade matter? Energy Policy, Vol. 68 (5), P. 490- 497.

- Levinson, A., Taylor, M. S., 2008. Unmasking the pollution haven effect, International economic review, Vol. 49(1), P. 223-254.
- Pesaran, H. M., Pesaran, B., 1997. Working with Microfit 4: An introduction to econometrics, Oxford University Press, London.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., Smith, R. J., 1996. Testing for existence of a long-run relationship, University of Cambridge, London.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., 1995. An ARDL approach to cointegration analysis (No. 9514), Working paper. University of Cambridge, London.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16(3), P. 289-326.
- Siddiki, J. U., 2000. Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, Applied Economics, Vol. 32(15), P. 1977-1984.
- Stern, D. I., 2000, A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macro economy, Energy Economics, Vol. 22(2), P. 267-283.
- Sun, C., Zhang, F., Xu, M., 2017. Investigation of pollution haven hypothesis for China: an ARDL approach with breakpoint unit root tests, Journal of cleaner production, Vol. 161, P. 153-164.
- Tamazian, A., Rao, B. B., 2010. Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies, Energy Economics, Vol. 32 (1), P. 137-145.
- Taylor, M., Scott, B., 2004. Trade, Growth and the Environmen, NBER Working Paper Series, Vol. 9823, P. 1-103.
- Xu, M., Zhang, F., Sun, c., 2017. Investigation of pollution haven hypothesis for China: An ARDL approach with breakpoint unit root tests, Journal of Cleaner Production, Vol. 161(10), P. 153-164.
- Zakarya, G.Y., Mostefa, B., Abbes, S.M., Seghir, G.M., 2015. Factors affecting CO2 emissions in the BRIC countries: a panel data analysis, Procedia Economic Finance, Vol. 26, P. 114-125.
- Zhang, C., Zhou, X., 2016. Does foreign direct investment lead to lower CO2 emissions? Evidence from a regional analysis in China, Renewable and Sustainable Energy Review, Vol. 58, P. 943-951.
- Zhu, H., Duan, L., Guo, Y., Yu, K., 2016. The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in Asean-5: evidence from panel quantile regression, Economic Modeling, Vol. 58, P. 237-248.