تأثیر گردشگری و شاخص های کلان اقتصادی بر میزان انتشار CO_2 در ایران

سمیرا امیرزاده مرادآبادی[۱]، الهام کلبعلی[۲*]

چکیده

با توجه به نقش صنعت گردشگری در رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشورها، افزایش گردشگری می‌تواند موجب انتشار گازهای گلخانه‌ای شود بطوریکه منشاء اصلی انتشار CO_2 در گردشگری مربوط به استفاده گردشگران از خدمات حمل و نقل است. بنابراین هدف مقاله حاضر بررسی رابطه بین گردشگری و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران در کنار شاخص‌های کلان اقتصادی طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۷۰ است. به منظور بررسی روابط از الگوی گسترده (ARDL) استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین تابع بلندمدت نشان داد که متغیرهای گردشگری، رشد اقتصادی، شهرنشینی و مصرف انرژی اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان انتشاردی‌اکسیدکربن دارند. اثر شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن مثبت و بی معنی است که حاکی از حجم کم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران است. از طرفی برای دستیابی به رشد گردشگری و رشد اقتصادی بالاتر، تقاضا برای انرژی بیشتر شده است که این مصرف انرژی به ویژه سوخت‌های فسیلی باعث افزایش آلودگی‌های زیست محیطی می‌شود. از این‌رو، جایگزین کردن تکنولوژی‌های مناسب برای سوخت‌های فسیلی و انرژی‌های ناکارا می‌تواند میزان انتشار دی اکسید کربن را کاهش دهد.

واژه های کلیدی: گردشگری، میزان انتشار CO_2، شاخص‌های کلان اقتصادی، مدل(ARDL)

[۱]- دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشگاه زابل
[۲*] - دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشگاه زابل
Email:elham.kalbali@yahoo.com

مقدمه

گردشگری به عنوان یکی از مهمترین ابزار توسعه در جهان مطرح است و در حال حاضر بزرگترین و سریعترین صنعت در جهان شناخته شده که دارای رشدی پایان ناپذیر و فزایندهای است(Skuras, et al. 2006 **) گردشگری بر میزان اشتغال کشورها، افزایش درآمد ارزی، رونق صنایع داخلی، گسترش همکاری‌های بین‌المللی و مهمتر از همه، ارتقای سطح زندگی و معیشتی مردم و بسیاری دیگر از عوامل پی‌برنده‌ی اقتصادی، موجب شده است تا نگرش کشورهای دنیا به مرز آن تغییر یافته و به عنوان یکی از مهمترین نیروهای محرک توسعه‌ی اقتصادی، جایگاه مهمی سیاست‌گذاری دولت‌ها پیدا کند.**

امروزه گردشگری به عنوان یکی از بزرگترین صنایع درجهت ایجاد درآمد و ارتقاء رشد و توسعه‌ی اقتصادی بسیاری از کشورها تبدیل شده و رشد آن تغییرات اجتماعی، اقتصادی و زیست محیطی زیادی را به دنبال داشته است.کشور ایران از قطب‌های مهم گردشگری در جهان به شمار می‌رود و با برخورداری از سابقه‌ی دیرین تمدن و فرهنگ، طبیعت و شرایط اقلیمی گوناگون و عوامل دیگر از جمله زیارتگاه‌های متعدد، توانایی قرارگیری در جایگاه مناسب نقاط پرجاذبه‌ی گردشگری در سطح آسیا و بین‌المللی را داراست(Zangiabadi et al, 2007 **) روند رو به رشد گردشگری و فزاینده گردشگری نگرانی‌های زیست محیطی را به دنبال دارد. به طوری که توسعه گردشگری نیاز به ارائه خدماتی از قبیل حمل و نقل است. این ارائه خدمات حمل و نقل و پشتیبانی امکانات رفاهی به نوبه خود منجر به اختلال در محیط‌زیست شده است و آلودگی هوا، آلودگی آب و جنگل‌زدایی را به دنبال دارد** Blanke & Chiesa, 2011. Othman et al, 2012) **گردشگری در انتشار گازهای گلخانه ای نقش دارد و منشاء اصلی انتشار گازهای گلخانه ای در گردشگری مربوط به استفاده گردشگران از خدمات حمل و نقل و به ویژه حمل و نقل هوایی و زمینی است. رشد گردشگری باعث افزایش تقاضا برای انرژی شده و مصرف انرژی به شکل سوخت های فسیلی به شکل مستقیم، و استفاده از انرژی برق به شکل غیر مستقیم منجر به تولید دی اکسید کربن و انتشار سایر گازهای گلخانه ای می‌شود. در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، گردشگری تأثیر منفی بر عملکرد محیط زیست به دلیل نبود سازگار مناسب ارزشگذاری دارد زیرا گردشگری از جمله فعالیت‌هایی است که در بخش‌هایی از آن به ویژه دیدار از جاذبه‌های طبیعی منجر به استفاده بیشتر منابع طبیعی می‌شود از این‌رو در صورت عدم برنامه‌ریزی صحیح گردشگری موجب تخریب محیط زیست می‌شود.**

پیشینه تحقیق

Robaina et al (2015) **به تجزیه و تحلیل تغییر دی‌اکسیدکربن (CO_2) مربوط به انرژی و تولید گازهای گلخانه‌ای در گردشگری پرتغال طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۰ پرداختند. هدف این تحقیق شناسایی و مشخص کردن اثرات انتشار CO_2 در گردشگری و ارزیابی آن‌که کدام اثر بیشتری در انتشار دارد، پرداخته شد. به این منظور از لگاریتم میانگین شاخص** Divisia **از پنج زیر بخش گردشگری در بازه زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰ استفاده شده است. به‌طورکلی فعالیت‌های توریست دارای بیشترین تأثیر است، اثر ترکیب کربن، شدت کربن، مصرف انرژی نیز اثبات شد.**

Solarin (2014) **در مطالعه‌ای عوامل انتشار دی‌اکسیدکربن بر توسعه گردشگری را با یک مدل چند متغیره که** GDP **واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی و شهرنشینی را شامل می شود و با استفاده از هم انباشتگی و تست علیت برای معین کردن رابطه بین متغیرها در مالزی مورد بررسی قرار داد.**

Surugiu et al (2012) **در مقاله‌ای به رویکرد داده ستانده‌ای انتشار CO_2 در بخش گردشگری در پساکومونیست در رومانی پرداختند. در این مقاله به تحلیلی تجربی با استفاده از داده‌های زیست‌محیطی در کشور رومانی پرداخته شد. شوک تقاضای نهایی از طریق انتقال بار زیست‌محیطی به درصدی از تغییرات نهادی به اقتصاد گردشگری آشکارخواهد شد. یافته دوم این تحقیق به کاهش انتشار زیست‌محیطی کاهش انتشار گاز CO_2 به عنوان یک نتیجه از تغییرات در شدت گاز CO_2 از بخش‌های مختلف تولیدی اشاره می‌کند.**

Tanga et al (2011) **در مقاله‌ای توسعه مناسب گردشگری را تحت اقتصاد کم‌کربن بررسی کردند، آنها توسعه اقتصادی را نزاعی بین سرعت رشد اقتصادی و افزایش CO_2 می‌دانند. گردشگری کم کربن رویکردی افراطی در عملکرد مناسب توسعه با توجه به اقتصاد کم کربن است. این مقاله مفهوم بنیادی توریست کم کربن است و به مطالعه ای مروری داخل و خارج از چین می‌پردازد. برخی از اقدامات متقابل برای توسعه صنعت گردشگری از نظر مزیت‌های مسافرت گردشگر، شرکت‌های گردشگری، جاذبه‌های گردشگری و گردشگران برای دستیابی به کیفیت بالاتر از تجربه گردشگری، اقتصادی، اجتماعی و مزایای زیست‌محیطی با صرفه‌جویی در انرژی و کاهش انتشار مورد بررسی قرار گرفت.**

Acaravci & Ozturk (2010) **به بررسی رابطه بین انتشار CO_2 و مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ترکیه با استفاده از علیت گرنجری و الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده برای سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۶۸ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که روابط بلندمدت بین متغیر در سطح معنی‌داری ۵ درصد وجود**

دارد. درحالی که هیچ‌گونه رابطه علیت بین انتشار CO_2 و GDP وجود ندارد، همچنین بین مصرف انرژی و GDP نیز رابطه علیتی برقرار نیست ولی رابطه علیت بین اشتغال و GDP در کوتاه مدت وجود دارد. (Lotfali Pour, 2011) در مقاله‌ای تحت عنوان بررسی رابطه‌ی انتشار دی اکسید کربن با رشد اقتصادی، انرژی و تجارت در ایران پرداخته‌اند. مطالعه حاضر وجود رابطه بلندمدت میان انتشار دی اکسید کربن و رشداقتصادی را با درنظر گرفتن دو متغیر دیگر مصرف انرژی‌های فسیلی و آزادی تجاری در ایران طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۶ بررسی می‌کند. جهت بررسی رابطه علی درآمد- انتشار، از آزمون علیت بر اساس الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج نشان داد علیت از رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های فسیلی و آزادی تجاری به انتشار دی اکسیدکربن وجود دارد، اما عکس آن مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

لذا در این مقاله تلاش می‌شود به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین گردشگری و میزان انتشار CO_2 در کنار شاخص کلان اقتصادی بپردازد. برای رسیدن به این هدف، در این تحقیق سعی شده با استفاده از داده‌های سری زمانی به تبیین و بررسی رابطه بلندمدت بین گردشگری و میزان انتشار CO_2 آن هم طی یک دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰ بپردازد. از طرفی بیشتر مطالعات در مقطع و منطقه خاصی صورت گرفته است و مطالعه‌ای که در یک بازده زمانی در کشور صورت گرفته باشد، وجود ندارد و همین امر باعث می‌شود، پژوهش حاضر از سایر تحقیقات متمایز گردد. با توجه به اهمیت موضوع و مشاهده محدود چنین مطالعه‌ای بر روی گردشگری در داخل کشور، می‌توان به ضرورت چنین تحقیقی پی برد. مقاله در ادامه با شکل زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم سعی می‌شود به روش شناسی تحقیق و تصریح مدل پرداخته شود؛ بخش سوم نتایج برآورد مدل تحلیل خواهد شد؛ بخش چهارم نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

روش تحقیق

در این تحقیق به منظور بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین گردشگری و میزان انتشار CO_2 در کنار سایر شاخص های کلان اقتصادی از رویکرد ARDL[1] استفاده شده است. رویکرد ARDL نسبت به سایر تکنیک های همگرایی، سه مزیت مهم دارد؛ اول این که در این روش متغیرها میتوانند انباشته از درجه یک I(1) و صفر I(0) و یا ترکیبی از این دو باشند، دوم این که با وجود نمونه های کوچک، روشARDL نتایج مناسبتری نسبت به سایر تکنیک‌های همگرایی به همراه دارد. سوم این که رویکرد ARDL با

[1] -Ato Regressive Distributed Lag Method

اتخاذ وقفه های مناسب مشکلات همبستگی سریالی و درون زایی را کاهش مـی‌دهـد(Noferesti, 2008؛ Pesaran and Shin,1996).

استنباط و تجزیه وتحلیل در روشARDL مشتمل بر سه معادلۀ پویا[1]، بلندمدت[2] و تصحیح خطا[3] می-باشد. معادلۀ پویا مبتنی بر یک مدل خودرگرسیونی است که نتایج آن باید حاکی از قدرت توضیح-دهندگی بالای مدل و معنی‌داری آماره F باشد. به طور کلی یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به صورت‌رابطه(۱) است:

$$\Phi(l.p)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L.q_i)\,X_{it} + c^t W_t + u_t \qquad (1)$$

در رابطه بالا Y_t متغیر وابسته و X_t متغیرهای مستقل هستند، m تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و n تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل می‌باشدکه در آن داریم:

$$\Phi(l.p) = 1 - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \cdots - \Phi_p L^P \qquad (2)$$

$$b_i(L.q_i) = b_i + b_{i1}L + \cdots + b_{iq}L^q \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (3)$$

L عملگر وقفه،W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجـازی، رونـد زمـانی یـا متغیرهای برون زای با وقفه ثابت است. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین مـی‌شـود و k نیـز تعداد متغیرهای توضیحی است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌تـوان بـا کمک یکی از ضوابط آکائیک[4] (AIC) ، شوارتز- بیزین[5] (SBC) ، حنان- کوئین[6] (HQC) و یا ضریب تعیـین تعدیل شده[7] تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود ، تـا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (Pesaran & Shin,1996). پس از برآورد معادلـۀ پویـا، بـرای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت (کاذب نبودن رگرسیون) باید آزمون باند[8] را برای اطمینان از وجود هم انباشتگی انجام دهیم. فرضیه صفر در این حالت معنی‌داری بیانگر این است که هم انباشتگی یا رابطـه

[1] . Dynamic
[2]. Long-run
[3] . Error-Correction
[4]. Akaike Criter
[5]. Schwarz Criter
[6]. Hannan-Quinn Criter
[7]. R-Bar Squared
[8]. Bound test

بلندمدت میان متغیرها وجود ندارد و فرضیه مقابل بیانگر وجود رابطه هم انباشتگی یا بلندمدت است. در این حالت اگر مقدار آماره F محاسباتی آزمون باند، از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط باند بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته میشود. در غیر این صورت وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود(Banerjee et al, 1992) .

به منظورتعیین روابط کوتاه‌مدت بین گردشگری و میزان انتشار CO_2 در کنار سایر شاخص های کلان اقتصادی از مدل تصحیح خطا(ECM[1]) استفاده می‌شود. فرم عمومی مدل تصحیح خطا به صورت زیر می باشد:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum \beta_j Y_{t-i} + \sum \beta_j X_{t-j} + \varphi ECM_{t-1} + \varepsilon_t \qquad [5]$$

که در آن φ ضریب تصحیح خطا است. آن چه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطا است که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت می‌باشد. مقدار ضریب φ در صورتی که بین صفر و منفی یک و معنی‌دار باشد، نشان‌دهنده سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلند مدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (Noferesti, 2008). برای انجام مراحل مختلف تخمین مدل از نرم افزار Eviews,9 استفاده شده است.

تصریح مدل

به منظور بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین گردشگری و میزان انتشار CO_2 در کنار سایر شاخص های کلان اقتصادی با توجه به مطالعات انجام شده در این خصوص، از الگوی تجربی (Solari, 2014)استفاده گردید:

$$CO_2, = f(GDP, FDI, TUR, E, U) \qquad (۳)$$

در ابتدا برای اینکه بدانیم کدام فرم تابع برای برازش داده‌ها موجود مناسب است، با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده، و با مقایسه آماره‌هایF و R^2 ، برای تعیین متغیرهای مستقل تابع، آنهایی انتخاب شدند

[1] .Error Correction Model

که در تابع برآورد شده آزمایشی، معنی‌دار بودند. به منظور بررسی کشش متغیرها، از فرم تابع به صورت لگاریتمی استفاده شد. علت این کار نیز نتایج قابل قبول مدل لگاریتمی نسبت به مدل خطی در خوبی برازش نظیر معنی‌داری تک تک متغیرها و آماره‌های R^2 و F در معنی‌داری کل مدل بوده است. فرم لگاریتمی کلی تابع مورد استفاده به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln \boldsymbol{CO_2} = \beta_1 + \beta_2 lnTUR + \beta_3 lnGDP + \beta_4 lnFDI + \beta_5 ln\boldsymbol{E} + \beta_6 ln\boldsymbol{U} \qquad (٤)$$

فرم خاصی از مدل ARDL در این مطالعه ما برای پیدا کردن رابطه بلندمدت بین متغیرها به شرح زیر است:

$$Ln\,\boldsymbol{CO_{2_t}} = \propto_0 + \sum \alpha_1 Ln\,\boldsymbol{CO_{2_{t-1}}} + \sum \propto_2 lnTUR_{t-1} + \sum \propto_3 lnGDP_{t-1} + \sum \propto_4 lnFDI_{t-1} + \sum \alpha_5 lnE_{t-1} + \sum \alpha_6 lnU_{t-1} \qquad (٥)$$

در حالی که، پویایی کوتاه مدت مدل ARDL را می‌توان از طریق معادله زیر یافت:

$$\mathrm{Ln}\,\mathbf{CO_{2_t}} = \beta_0 + \sum \beta_1 \Delta \mathrm{Ln}\,\mathrm{CO_{2_{t-1}}} + \sum \beta_2 \Delta \mathrm{ln}\mathbf{TUR}_{t-1} + \sum \beta_3 \Delta \mathrm{lnGDP}_{t-1} + \sum \beta_4 \Delta \mathrm{lnFDI}_{t-1} + \sum \beta_5 \Delta \mathrm{ln}\mathbf{E}_{t-1} + \sum \beta_6 \Delta \mathrm{ln}\mathbf{U}_{t-1} + \varphi_i \mathrm{ECM}_{t-1} \qquad (٦)$$

در الگوی مذکور :

(CO_2) سرانه دی اکسید کربن(بر حسب متریک تن سرانه) به عنوان به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. (TUR) تعداد گردشگران(میلیون نفر)، (GDP) تولید ناخالص داخلی (برحسب درآمد سرانه بر جسب برابری قدرت خرید به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵)، (FDI)[1] شاخص توسعه مالی(نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی)، E مصرف انرژی (برحسب کیلوگرم نفت سرانه)، U شهرنشینی (جمعیت شهری نسبت به کل جمعیت) هستند. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه سالانه است و طی دوره زمانی۱۳۹۷-۱۳۷۰ از بانک مرکزی ایران، سایت بانک جهانی و سازمان میراث فرهنگی و گردشگری جمع‌آوری شده‌اند.

تجزیه و تحلیل

[1]-Foreign direct Investment

پیش از پرداختن به برآورد الگو، لازم است مانایی متغیرهای به کار رفته در مدل را بررسی کرد. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شد. این آزمون برای همه‌ی متغیرهای موجود در الگو آزمون شد. نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول۱ منعکس شده است. عملگر Δ نشان دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرها است. نتایج حاکی از آن است متغیرهای دی اکسید کربن، میزان جمعیت شهر نشینی، تولید ناخالص داخلی و شاخص توسعه مالی در سطح داده‌ها، نامانا بوده و مقادیر t محاسبه شده دیکی فولر تعمیم‌یافته از مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۵٪ کمتر است. لذا فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد را رد نمی‌کنیم و نامانا بودن این متغیرها را می‌پذیریم، از این رو نیاز به تفاضل‌گیری مرتبه اول آنها می‌باشد. متغیرهای میزان جمعیت گردشگری و میزان مصرف انرژی در سطح ایستا می‌باشد. لذا، استفاده از روش ARDL که در آن باید متغیرها از درجه I(0) و I(1) باشند، بدون ایراد است.

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول

متغیر	با عرض ازمبدأ و بدون روند		با عرض ازمبدأ و با روند	
	آماره ADF	آماره بحرانی	آماره ADF	آماره بحرانی
CO_2	-۱,۷۶	-۲,۹۶	-۱,۶۱	-۳,۵۶
ΔCO_2	-۵,۴۰	-۲,۹۶	-۴,۲۹	-۳,۵۶
TUR	-۳,۱۰	-۲,۹۶	-۴,۳۳	-۲,۹۵
U	-۱,۹۴	-۲,۹۵	-۲,۸۹	-۳,۵۶
ΔU	-۴,۲۶	-۲,۹۵	-۵,۵۲	-۳,۵۶
FDI	-۱,۶۱	-۲,۹۷	-۲,۴۸	-۳,۵۸
ΔFDI	-۳,۴۸	-۲,۹۸	-۵,۶۸	-۳,۵۸
GDP	-۱,۳۰	-۲,۹۷	-۱,۲۷	-۳,۵۸
ΔGDP	-۴,۸۲	-۲,۹۷	-۵,۲۷	-۳,۵۸
E	-۳,۱۹	-۲,۹۶	-۵,۴۶	-۳,۵۶

توضیح: مقادیر بحرانی در سطح۵٪

لازم به ذکر است که استنباط و تجزیه وتحلیل در روشARDL مشتمل بر سه معادلهٔ پویا [1]، بلندمدت[1]

[1] Dynamic

و تصحیح خطا[2] می‌باشد. معیار شوارتز- بیزین (SBC) برای تعیین وقفه های بهینه مدل به دلیل اینکه وقفه های کمتری را به کار میبرد، استفاده شد. نتایج بهترین الگوی پویای به دست آمده در جدول۲ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد ضریب تعیین برابر با ۰,۸۹ و آماره F برابر ۴۰۱,۲ است که حاکی از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل می‌باشد.

جدول(۲): الگوی پویای ARDL

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
$CO_2(-1)$	-۰,۰۶۱	-۲,۵۶	۰,۰۲۲
TUR	۰,۰۷	۳,۲۲	۰,۰۰۶
GDP	۰,۵۲	۲,۱۴	۰,۰۴۹
GDP(-1)	۰,۶۴	۲,۸۹	۰,۰۱۱
FDI	۰,۳۴	۱,۷۸	۰,۰۷۵
FDI(-1)	۰,۴۰	۱,۳۴	۰,۲۲
E	۰,۹۶	۲,۵۵	۰,۰۲۳
U	۱,۰۳	۲,۷۹	۰,۰۱۴
U(-1)	۰,۹۶	۳,۲۲	۰,۰۰۶
عرض ازمبدا(c)	۳۰,۲۵	-۵,۰۶	۰,۰۰۰
$R^2 = 0.89$	D W=1.97		F=401.2

توضیح: مقادیر بحرانی در سطح۵٪ * متغیر وابسته CO_2است

به منظور اطمینان از درستی اعتبار الگوی بلندمدت، آزمون های تشخیصی لازم بررسی شد. نتایج حاصل از فرض عدم وجود خود همبستگی سریالی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن و عدم وجود واریانس ناهمسانی در این مدل تایید می‌شود. به منظور اطمینان از درستی اعتبار الگوی بلندمدت، آزمون های تشخیصی لازم بررسی شد. نتایج حاصل از فرض عدم وجود خود همبستگی سریالی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن و عدم وجود واریانس ناهمسانی در این مدل تایید می‌شود. پس از برآورد معادلهٔ پویا، برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت (کاذب نبودن رگرسیون) باید آزمون باند[3] را برای اطمینان از وجود هم انباشتگی انجام دهیم. فرضیه صفر در این حالت معنی‌داری بیانگر این است که هم انباشتگی یا رابطه

[1] Long-run
[2] Error-Correction
[3] Bound test

بلندمدت میان متغیرها وجود ندارد و فرضیه مقابل بیانگر وجود رابطه هم انباشتگی یا بلندمدت است. در این حالت اگر مقدار آماره F محاسباتی آزمون باند، از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط باند بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته میشود. در غیر این صورت وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود(Banerjee et al, 1992) .

جدول(۳)- آزمون **Bound** برای اطمینان از وجود هم انباشتگی

F محاسباتی	آماره بحرانی	سطح بحرانی	نتیجه
۴/۹۸	۲,۲۶	٪۱۰	وجود رابطه بلندمدت تأیید
	۲,۶۲	٪۵	می‌گردد
	۲,۹۶	٪۲,۵	
	۳,۴۱	٪۱	

توضیح: یافته های تحقیق

نتایج جدول(۳) نشان می‌دهد که مقدار F آزمون باند برابر با ۴/۹۸ است که از مقادیر بحرانی بزرگنر است، لذا می‌توان گفت که در سطح یک درصد و با ۹۹ درصد اطمینان یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو وجود دارد. پس از انجام آزمون هم انباشتگی و اطمینان از وجود رابطهٔ بلندمدت ، نتایج حاصل از بردار هم انباشتگی برای تعیین عوامل مؤثر بر میزان انتشار CO_2 در جدول(۴) آورده شده است

جدول (۴): الگوی بلندمدت **ARDL**

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
TUR	۰,۰۵	۴,۴۹	۰,۰۰۰
GDP	۰,۷۱	۹,۹۷	۰,۰۰
FDI	۰,۳۲	۱,۲۶	۰,۳۲۵
E	۰,۹۷	۲,۴۱	۰,۰۰۲
U	۲,۸۹	۶,۰۳	۰,۰۰۰
عرض ازمبدا(c)	-۲۹,۰۸	-۶,۸۹	۰,۰۰۰

منبع: یافته های تحقیق

نتایج حاصل از بردار هم انباشتگی بین متغیرها نشان داد که همه متغیرهای توضیحی دارای تأثیر معنی داری بر میزان انتشار CO_2 هستند. بطوریکه رگرسیون بلندمدت به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln CO_2 = -29.08 + 0.05\ lnTUR + 0.71\ lnGDP + 0.32\ lnFDI + 0.97 lnE + 2.89 l$$

نتایج حاصل از تخمین تابع بلندمدت مدل نشان می‌دهد با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، تأثیر گردشگری بر میزان انتشار CO_2 مثبت و معنی‌دار است. به طوریکه یک درصد تغییر در میزان گردشگران باعث افزایش ۰،۰۵ درصدی میزان انتشار دی اکسید کربن می‌شود. مصرف انرژی در گردشگری توسط فعالیت های حمل و نقل با مصرف سوخت های فسیلی همراه است و باعث افزایش دی اکسید کربن شده است. در مطالعه (Solari, 2014) تأثیر مثبت بین مصرف انرژی و میزان انتشار CO_2 تأیید شده است.

نتایج حاصل از تخمین تابع بلندمدت مدل نشان می‌دهد با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، تأثیر تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار CO_2 مثبت و معنی‌دار است. این مطلب نشان می دهد که افزایش رشد اقتصادی منجر به افزایش دی اکسید کربن در بلند مدت خواهد شد. به طوری‌که یک درصد تغییر در GDP باعث افزایش ۰،۷۱ درصدی میزان انتشار CO_2 می‌شود. در مطالعه لطفعلی پور و همکاران ، ازتورک و اکروسی و فائزه عباسی و خالد ریاض و برخی از مطالعات دیگر این موضوع تأیید شده است که نشان می‌دهند در کشورهای در حال توسعه برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، مجبور به استفاده فزاینده از منابع طبیعی هستند که منجر به انتشار حجم بیشتری از آلاینده‌ها می‌شود. اثرات بلند مدت FDI بر میزان انتشار CO_2 مثبت و بی معنی است. بدین معنی است که FDI در بلندمدت نقش تعیین کننده ای بر میزان انتشار دی اکسید کربن و افزایش آلودگی محیطی را ندارد. نیز این موضوع تأیید شده است. بنابراین با توجه به حجم کم سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران می‌توان گفت که عدم تأثیر FDI بر انتشار دی اکسید کربن منطقی است. اعتبارات بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری در بازار اثر مثبت و معنی دار بر میزان انتشار CO_2 دارند. این امر بیانگر این است که توسعه مالی در ایران با افزایش فعالیت‌های صنعتی و تولیدی می‌تواند عاملی برای آفزایش میزان دی اکسید کربن و آلودگی محیط زیست باشد. بنابراین توسعه مالی در ایران هنوز به بهبود تکنولوژی و دستیابی به تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست نشده است. در مطالعه (Horee et al, 2015) نیز این موضوع تأیید شده است.

تأثیر متغیر شهرنشینی بر میزان انتشار CO_2 مثبت و معنی‌دار است. این امر بیانگر این است که با افزایش جمعیت شهری به علت تولید صنعتی بیشتر ، حمل و نقل و مصرف انرژی بالاتر منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه ای می‌شود. در مطالعه(Martinez&Maruotti, 2011) این موضوع تأیید شده است که نشان می‌دهند با فزایش شهرنشینی، میزان انتشار دی اکسید کربن نیز بیشتر می‌شود.

اثرات میزان مصرف انرزی بر انتشار CO_2 مثبت و معنی دار است. این مطلب نشان می دهد که افزایش مصرف انرژی منجر به افزایش دی اکسید کربن در بلند مدت خواهد شد. به طوریکه یک درصد تغییر در مصرف انرژی باعث افزایش ۰,۹۷ درصدی میزان انتشار CO_2 می‌شود. بنابراین رشد و توسعه اقتصادی و به دنبال آن افزایش روزافزون مصرف انرژی باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه ای خواهد شد. وقوع این پدیده در کشورهای مختلف با هم متفاوت می‌باشد. در مطالعه(Salahuddin & Gow, 2004) ارتباط مثبت بین مصرف انرژی و میزان انتشار CO_2 تآیید شده است.

نتایج الگوی تصحیح خطا

مهمترین ضریب برآوردی در مدل کوتاه مدت، ضریب جمله تصحیح خط است؛ زیرا نحوه ارتباط تعادلی میان متغیرها براساس این جزء تشریح می‌شود. معنی دار بودن ضریب ECM(-1) با آماره ۰,۶۲- نشان می‌دهد که اصل تصریح مدل بلندمدت صحیح بوده و تمام ارتباطات تعادلی توضیح داده شده از سوی متغیرهای توضیحی به سمت متغیر وابسته است .زیرا ارتباطات بلندمدت به خودی خود نشانگر رابطه علیت نبوده و تنها مؤید وجود ارتباطات تعادلی میان متغیرها می‌باشد. اما معنی داری جز ECM(-1) نشان می‌دهد که این تصریح فرض شده در بلندمدت صحیح بوده است. با توجه به نتایج حاصل، مشخص است که در هر دوره، ۶۲ درصد از عدم تعادل در میزان انتشار CO_2 تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک می‌شود. لازم به ذکر است، تمامی‌متغیرهای موجود در معادله الگوی تصحیح خطا در سطح ۵ درصد معنادار مباشند. نتایج حاصل از تصحیح خطا متغیر وابسته میزان انتشار CO_2 در جدول (۵) آورده شده است.

جدول(۵): الگوی تصحیح خطا ARDL

متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	سطح معنی داری
d (TUR)	۰,۰۶۸	۳,۹۵	۰,۰۰۰
d(GDP)	۰,۵۹	۲,۱۴	۰,۰۴۹
d(FDI)	۰,۳۴	۱,۶۵	۰,۰۹۵
d(E)	۰,۹۶	۲,۵۵	۰,۰۲۳
d(U)	۲,۱۱	۲,۷۹	۰,۰۱۴
dc	-۳۲,۱۲	۷,۶۵	۰,۰۰۰
ECM	-۰,۶۲	-۸,۱۵	۰,۰۰۰

منبع: یافته های تحقیق

نتیجه گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر با تمرکز بر نقش میزان گردشگران بر انتشار دی اکسید کربن در کنار شاخص های کلان اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۷۰ به دنبال پاسخ به این سؤال بود که آیا تعداد گردشگران، رشد اقتصادی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، مصرف انرژی، شهرنشینی بر میزان انتشار CO_2 اثر مثبت دارند یا خیر؟، به منظور بررسی روابط بلند مدت بین میزان انتشار co_2 و متغیرهای توضیحی از روش الگوی خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی گسترده استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین تابع بلندمدت نشان داد که متغیرهای گردشگری، رشد اقتصادی،، شهرنشینی و مصرف انرژی اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان انتشار co_2 دارند. اثر شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر میزان انتشار CO_2 مثبت و بی معنی است که حاکی از حجم کم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران است. علاوه بر این، نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا نشان داد که حدود ۶۲ درصد از انحرافات کوتاه مدت میزان انتشار co_2از مقدار تعادلی بلندمدت آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. با توجه به بالا بودن سرعت تعدیل می‌توان به سیاست‌گذاری‌ها در کوتاه مدت امیدوار بود. به طور کلی توسعه بیشتر شاخص های کلان اقتصادی می‌تواند کارایی‌های فنی در بخش تولید و مصرف انرژی را افزایش دهد که علاوه بر افزایش درآمد سرانه می‌تواند منجر به کاهش آلاینده های انرژی و محیط زیست پاک شود. وجود واحدهای تحقیق و توسعه کارآمد به منظور بررسی دقیق تکنولوژی‌های مورد استفاده، میزان آلایندگی صنایع و اولویت‌دهی به تکنولوژی‌های سازگارتر با محیط زیست با استفاده از ابزارهای مناسب از جمله عوارض و مالیات سبز نیز اقدامی مؤثر به شمار می‌رود. از طرفی بزرگترین نقطه ضعف برای رشد گردشگری وابستگی بالای آن در حمل و نقل است که می‌تواند بر رشد اقتصادی نیز تأثیر گذار باشد. مصرف انرژی در گردشگری توسط فعالیت های حمل و نقل با مصرف سوخت های فسیلی همراه است و باعث افزایش دی اکسید کربن شده است .بنابراین، یافتن جایگزینی مناسب برای سوخت‌های فسیلی و انرژ ی های ناکارا می‌تواند اثری مثبت در کاهش روند تخریب زیست محیطی در ایران داشته باشد. پیشنهاد می‌شود از انرژی پاک برای حمل و نقل زمینی از قبیل موتورهای هیبریدی یا راه حل‌های حمل و نقل بدون کربن استفاده شود.

منابع

Abbasi, F and Riaz, Kh. (2016). CO2 emissions and financial developmen tinan emerging economy:An augmentedVARapproach. Energy Policy, vol(9):102-114(in Persian).

Banerjee, A., Dolado, J. J., and Mestre, R. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity. B. de España (Ed.). Banco de España. Servicio de Estudios.

Blanke, J and Chiesa, T. (2011). The Travel and Tourism Competitiveness Report (2011). In World Economic Forum, Geneva, Switzerland.

Engle, R. F., and Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica: journal of the Econometric Society: 251-276.

Horee, H.R, Galali, S.A and gafare, S. (2015) Examining the Impact of Financial Development and Energy Consumption on the Environmental Degradation in Iran in the Framework of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis (EKC). Journal of Iranian Energy Economics 2(6): 27-48 (In Persian).

Kasman, A and Duman, Y. S. (2015). CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. Economic Modelling, 44: 97-103.

Lotfali Pour, M .R., Fallahi, M. A., andAshena, M., 2011. Investigating the relationship between Carbon dioxide Emissions and Economic Growth, Energy and Trade in Iran. Journal of Economic Research, Vol. 94, pp. 151-173. (In Persian)

Lotfalipour, M.R, Mohammadali Falahi and Esmaeilpour Moghaddam, H (2014). The Impact of Economic Growth, Trade and Financial Development on the Environmental Quality in Iran (on the Basis of Complex Index). Journal of Economic Growth and Development research. 4(15): 76-61 (In Persian).

Martínez-Zarzoso, I and Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO_2 emissions: evidence from developing countries. Ecological Economics, 70(7): 1344-1353.

Noferesti, M., 2008. Unit root and co-integration in econometrics, second edition, issued expressive, Tehran. (in Persian).

Othman, N., Mohamed, S and Aziz, F. K. (2012). Tourism activities and its impact on environmental sustainability in coastal areas. International Business Management, 6(6): 629-633.

Ozturk, I and Acaravci, A. (2010). CO 2 emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 14(9): 3220-3225.

Ozturk, I and Acaravci, A. (2013). The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey. Energy Economics, 36: 262-267.

Pesaran, M. H and Smith, R. P. (1998). Structural analysis of cointegrating VARs. Journal of Economic Surveys, 12(5), 471-505.

Pesaran, M.H. and Shin, Y., 1970. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of econometrics*, *71*(1), pp.117-143.

Robaina-Alves, M., Moutinho, V and Costa, R. (2016). Change in energy-related CO2 (carbon dioxide) emissions in Portuguese tourism: a decomposition analysis from 2000 to 2008. Journal of Cleaner Production, 111: 520-528.

Salahuddin, M and Gow, J. (2014). Economic growth, energy consumption and CO 2 emissions in Gulf Cooperation Council countries. Energy, 73: 44-58.
Sharma, S. S. (2011). Determinants of carbon dioxide emissions: empirical evidence from 69 countries. Applied Energy, 88(1): 376-382.
Skuras, D., Petrou, A and Clark, G. (2006). Demand for rural tourism: the effects of quality and information. Agricultural economics, 35(2): 183-192.
Solarin, S. A. (2014). Tourist arrivals and macroeconomic determinants of CO2 emissions in Malaysia. Anatolia, 25(2), 228-241.
Surugiu, C., Surugiu, M. R., Breda, Z and Dinca, A. I. (2012). An input-output approach of CO2 emissions in tourism sector in post-communist Romania. Procedia Economics and Finance, 3: 987-992.
Tang, Z., Shi, C. B and Liu, Z. (2011). Sustainable development of tourism industry in China under the low-carbon economy. Energy Procedia, 5: 1303-1307.
Zangiabadi ,A. Mohammadi , J and Zirakbash, D. (2007). The Analysis of the Domestic Tourism in Isfahan. Journal of Geography and development 4(8):131-156(in Persian).