محیط‌شناسی، دورهٔ ۴۲، شمارهٔ ٤، زمستان ۱۳۹۵، صفحهٔ ۷۸۵-۷۷۱

# اثر مصرف نفت خام بر انتشار گاز کربنیک در کشورهای عضو اوپک با تأکید بر حفظ محیط‌زیست: رهیافت گشتاور تعمیم‌یافته

ابراهیم انواری[۱]، سمانه باقری[۲]* و احمد صلاح‌منش[۳]

۱. استادیار، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

۳. استادیار، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز

تاریخ وصول مقاله: ۱۳۹٤/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۱۱/۱۸

## چکیده

افزایش مصرف نفت خام در بخش‌های مختلف اقتصادی موجب انتشار وسیع گازهای گلخانه‌ای، همچنین بروز آسیب‌های جهانی شده است.تعیین مقدار اثر این عامل تولید بر آلودگی‌های محیط‌زیستی اهمیت دارد. نفت خام یکی از عوامل تولید است و نقش مهمی در تولید ایفا می‌کند. هدف این مطالعه بررسی مقدار اثر مصرف نفت خام بر انتشارگاز کربنیک در منطقهٔ اوپک در دورهٔ زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۳ است. نتایج با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته بیانگر رابطهٔ مثبت و معناداری بین مصرف نفت خام، انتشار گاز کربنیک دورهٔ قبل، تجارت آزاد و رشد اقتصادی بر انتشار گاز کربنیک است. ضریب کشش مصرف نفت خام بر انتشار گاز کربنیک ۰/۰۶ درصد و کشش انتشار دی‌اکسید کربن دورهٔ قبل، تجارت آزاد و رشد اقتصادی در این پژوهش به‌ترتیب ۰/۶۷، ۰/۱۱ و ۰/۲۲ درصد برآورد شده است. می‌توان با دریافت مالیات بر آلودگی از انتشار آلودگی کاست. این پژوهش نشان می‌دهد، به دلیل اثر مثبت تجارت آزاد بر انتشار گاز کربنیک، این کشورها در تولید کالاهای آلاینده مزیت نسبی دارند. ایران رتبهٔ چهارم و عربستان رتبهٔ اول را در مصرف نفت خام و انتشار گاز کربنیک در بین کشورهای عضو اوپک دارد و این کشورها روند صعودی در مصرف نفت خام دارند.

## کلیدواژه

انتشار گاز کربنیک، گشتاور تعمیم‌یافته، مصرف نفت خام.

## ۱. سرآغاز

از اواخر دههٔ ۱۹۸۰، گرم‌شدن کرهٔ زمین جز موضوعات جدی و مورد بحث جهانی قرارگرفت. کشورهای در حال توسعه سهم قابل‌توجهی درانتشار گازهای گلخانه‌ای دارند. در سال ۲۰۰۴، ۴۴ درصد از انتشار گاز کربنیک وابسته به انرژی به کشورهای در حال توسعه مربوط بود. بنابر پیش‌بینی‌ها تا سال ۲۰۳۰، بیش از نیمی از کل انتشار گاز کربنیک در کشورهای در حال توسعه ایجاد خواهد شد. ایران جزء سی کشور بزرگ تولیدکنندهٔ گاز کربنیک در جهان است. در سال ۲۰۰۴، ۱/۵ درصد از انتشار گاز کربنیک جهان به ایران تعلق داشت. در سال ۲۰۰۴، ایران در بین سی کشور بعد از مالزی، تایلند، امارات، الجزایر، مصر و چین بیشترین میزان رشد در انتشار گاز کربنیک را دارا بود (HDI, 2008). اگرچه عملکرد کشورهای درحال‌توسعه در ظاهر نشان‌دهندهٔ تناقض در رشد اقتصادی و آلودگی است، تجربهٔ بسیاری از کشورهای پیشرفته حاکی از این است که اگر مسیر رشد اقتصادی به‌درستی پیموده شود، نه‌تنها تضادی وجود ندارد، بلکه رشد سبب

* نویسنده مسئول: Email: samabagheri90@yahoo.com

بهبود وضعیت محیط‌زیستی می‌شود. محیط‌زیست و مسائل مربوط به آن یکی از مهم‌ترین موضوعات قرن حاضر است. گاز کربنیک در حدود ۶۰ درصد گازهای گلخانه‌ای را داراست و سهم مهمی در میان آلاینده‌ها به خود اختصاص می‌دهد. در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ با افزایش قیمت نفت و بحران‌های نفتی، به منابع طبیعی و سوخت‌های فسیلی توجه شد و سبب شد کشورهای توسعه‌یافته، علاوه‌بر عوامل تعیین‌کنندهٔ رشد اقتصادی به آثار ناشی از رشد نیز توجه کنند. از یک‌سو سوخت‌های فسیلی از نهاده‌های مهم تولید است؛ و از سوی دیگر استفاده از این سوخت‌ها، سبب تخریب محیط‌زیست می‌شود. هم‌زمانی هدف اصلی کشورها در دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر و آلودگی‌های محیط‌زیستی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی، به موضوع مهمی تبدیل شده است. صنعتی‌شدن کشورها منجر به استفادهٔ بیشتر از سوخت‌های فسیلی شده است. به عقیدهٔ بسیاری از اکولوژیست‌ها، در دهه‌های آینده، به‌دلیل انتشار گازهای گلخانه‌ای در جهان، کرهٔ زمین با بحران‌های شدید محیط‌زیستی روبه‌رو خواهد شد.

## ۲. پیشینهٔ تحقیق

Shahbaz و همکاران (2007) به بررسی تأثیر رشد اقتصادی، مصرف زغال‌سنگ، تجارت و توسعهٔ مالی بر انتشار $CO_2$ در دورهٔ زمانی ۱۹۶۵–۲۰۰۸ در جنوب آفریقا با روش ARDL پرداختند. مطابق نتایج با افزایش رشد اقتصادی، انتشار $CO_2$ افزایش و توسعهٔ مالی کاهش می‌یابد. مصرف زغال‌سنگ سهم ناچیزی در تخریب محیط‌زیست و اقتصاد آفریقای جنوبی دارد. تجارت، به‌دلیل کاهش رشد آلاینده‌ها، کیفیت محیط‌زیست را بهبود می‌دهد.

Soytas و Sari (2009) رابطهٔ بین انتشار گاز کربنیک، درآمد، مصرف انرژی و اشتغال در پنج کشور منتخب و عضو اوپک را در دورهٔ زمانی ۱۹۷۱–۲۰۰۲ با استفاده از روش ARDL بررسی کردند. مطابق نتایج، رابطه‌ای هم‌جمعی بین متغیرها وجود داشته است و در هیچ یک از کشورهای بررسی‌شده برای کاهش انتشار گاز کربنیک نیاز به کاهش رشد اقتصادی نبوده است.

Alam و همکاران (2009) رابطهٔ علّی میان مصرف انرژی و انتشار گاز کربنیک و درآمد در هند را با استفاده از مدل‌های پویا بررسی کردند. در این تحقیق رابطهٔ دوطرفهٔ علیّت گرنجری بین مصرف انرژی و انتشار $CO_2$ در بلندمدت به‌دست آمد. بین انتشار گازکربنیک و مصرف انرژی به درآمد واقعی رابطهٔ علیّت وجود نداشته است. ارتباط علّی بین مصرف انرژی و درآمد در هیچ جهتی در بلندمدت به‌دست نیامده است. به‌عبارت دیگر، هند می‌تواند سیاست‌های حفاظت از انرژی و بهبود بهره‌وری، بدون مانع‌شدن رشد اقتصادی را اجرا کند و نیز انتشار گاز کربنیک را بدون تأثیر آن بر رشد اقتصادی کاهش دهد.

El Hedi Arouri و همکاران (2012) مصرف انرژی و رشد اقتصادی را بر انتشار گاز کربنیک در دوازده کشور از خاورمیانه و شمال آفریقا در دورهٔ زمانی ۱۹۸۱–۲۰۰۵ با استفاده از روش Boostrap panel و آزمون ریشهٔ واحد بررسی کردند، مطابق نتایج بلندمدت، مصرف انرژی اثر مثبت بر انتشار گاز کربنیک داشته است. نقطهٔ برگشت منحنی کوزنتس در بعضی کشورها در سطح درآمد پایین و در بعضی دیگر در سطح درآمد بالا بوده است و نشان دادند که منحنی کوزنتس در این کشورها تأیید می‌شود.

Tiwari و همکاران (2013) به بررسی رابطهٔ پویایی مصرف زغال سنگ، رشد اقتصادی و تجارت بر انتشار گاز کربنیک در دورهٔ ۱۹۶۶–۲۰۰۸ با روش ARDL پرداختند. مطابق نتایج، منحنی کوزنتس در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأیید می‌شود. بین مصرف زغال‌سنگ و تجارت بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن رابطهٔ علیت گرنجری وجود دارد.

Shahbaz و همکاران (2014) به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، مصرف برق، شهرنشینی و انتشار گاز کربنیک در دورهٔ زمانی ۱۹۷۵–۲۰۱۱ و با روش پنل

تصحیح خطا در کشور امارات پرداختند. مطابق نتایج بین رشد اقتصادی و انتشار گاز کربنیک U برعکسی وجود دارد و مصرف برق، ارتباط شهرنشینی و تجارت بر انتشار گاز کربنیک مثبت است.

Saidi و Hammami (2015) تأثیر انتشار گاز کربنیک و رشد اقتصادی را بر مصرف انرژی، در دورهٔ زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۲ در ۵۸ کشور، با استفاده از روش پنل پویا بررسی کردند. مطابق نتایج برای پنل سه منطقه شامل اروپا، شمال آسیا، آمریکای لاتین و یک پنل چهار منطقه‌ای شامل کارائیب، شمال آفریقا، جنوب صحرای آفریقا و خاورمیانه، ارتباط مثبت و معناداری از انتشار دی‌اکسید کربن به مصرف انرژی وجود داشته است. همچنین، رشد اقتصادی فقط در پنل چهار منطقه‌ای تأثیر مثبتی در مصرف انرژی داشته است.

هدف از بررسی تحقیقات پیشین، بررسی تحقیقات انجام‌شده و مطابقت با نتایج این پژوهش بوده است. طبق پیشینهٔ تحقیق، مصرف انرژی و سوخت‌های فسیلی اثر مثبتی بر انتشار گاز کربنیک داشته است.

## ۳. مبانی نظری

Ruttan (1993) سه موج را در ارتباط با منابع و محیط‌زیست مطرح کرد. موج نخست، در اواخر دههٔ ۱۹۴۰ و ابتدای دههٔ ۱۹۵۰ پدید آمد، که اندازهٔ ارتباط بین منابع موجود و توسعهٔ اقتصادی اهمیت داشت. موج دوم، اواخر دههٔ ۱۹۶۰ و اوایل دههٔ ۱۹۷۰ است و در مورد کمیابی منابع طبیعی و چرخهٔ آلودگی حاصل از رشد و منجر به محدودیت رشد هشدار داد که سبب تضاد جدی تقاضا برای خدمات محیط‌زیستی می‌شود. به ظرفیت پردازش آلودگی اکوسیستم که از تولید و مصرف کالاها و افزایش تقاضای مصرف‌کنندگان به‌دلیل افزایش رشد و درآمد سرانه خلق می‌شد، در این دوره توجه شد. کلوب Rome در سال ۱۹۷۲ و روتان در نیمهٔ دههٔ ۱۹۸۰ با انتشار گزارش محدودیت رشد موج سوم را دربارهٔتغییرات و کیفیت محیط‌زیست جهانی، تولید غذا و سلامتی انسان برای نسل‌های بعد مطرح کردند. نظریهٔ محدودیت رشد به‌دلایلی مورد بحث قرارگرفت. منابع ذخیرهٔ جاری بیش از اندازه تخمین زده شده بود و پیشرفت فناوری و دسترسی به منابع بهبود یافت.

اقتصاد بسته‌ای را در نظر بگیرید که در آن افراد عمر نامحدودی دارند و مصرف‌کنندگان و تولیدکننده نیز حضور دارند. به‌منظور ساده‌سازی مسئلهٔ رشد جمعیت و جمعیت وارد الگو نشده و جمعیت در تمامی دوره‌ها معادل ۱ در نظر گرفته شده است. مصرف‌کنندگان از مصرف کالاهای مصرفی و کیفیت محیط‌زیست کسب مطلوبیت می‌کنند. بنابراین، هدف آن‌ها حداکثرسازی تابع مطلوبیت در طول عمر نامحدود خود است.

(۱)

$$MaxW=\int_0^{\infty} e^{-\rho}U(C,P)dt =$$

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho}\left(\frac{C^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}-\phi\frac{P^{1+\theta}-1}{1+\theta}\right)dt \quad \phi,\theta,\sigma>0$$

در رابطهٔ فوق C، P، ρ به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ مقدار مصرف، موجودی آلودگی انباشت‌شده و نرخ ترجیح زمانی است. تابع تولید در این اقتصاد مشابه تابع تولید نئوکلاسیکی و مطابق فرض Stokey (1998) شامل سرمایهٔ انسانی و شدت آلودگی است.

$$Y=A\,K^{\alpha}\,H^{1-\alpha}\,z \qquad 0<\alpha<1 \qquad (۲)$$

در رابطهٔ فوق Y میزان تولید، A بهره‌وری کل عوامل، K موجودی سرمایهٔ فیزیکی، H سرمایهٔ انسانی و z شاخص استانداردهای محیط‌زیستی فناوری تولید را نشان می‌دهد و آن را شدت آلودگی نیز در نظر می‌گیرند. مقدار آن در بازهٔ [۱و۰] قرارمی‌گیرد. میزان تولید کالاها بالا می‌رود، ولی آلودگی نیز افزایش می‌یابد.

$$K^{0}=Y-C \qquad (۳)$$

نرخ استهلاک تأثیری در نرخ رشد تعادلی ندارد ودر این معادله از آن صرف‌نظر شده است. تغییر موجودی

آلودگی محیط‌زیستی از تفاضل آلودگی ناشی از فرایند تولید با کیفیت محیط‌زیستی ترمیم‌یافته توسط خود محیط‌زیست تشکیل شده است.

(۴)

$$P^0=AK^{\alpha}H^{1-\alpha}z^{\Upsilon}-\eta p = Yz^{\Upsilon-1}-\eta p \qquad \Upsilon>1,\eta>0$$

در رابطهٔ فوق $AK^{\alpha}H^{1-\alpha}z^{\Upsilon}$ نشان‌دهندهٔ انتشار آلودگی کل و $\eta$ نرخ خودترمیمی محیط‌زیست است (Deng & Hoang, 2007).

## ۱.۳. قانون کیندگارتن[1]

قانون کیندگارتن دربارهٔ رشد اقتصادی و آلودگی است.

$$\max\int_0^{\infty}[\frac{c^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}-\frac{zp^{\gamma}}{\gamma}]e^{-pt}\,dt \qquad (۵)$$

$$K^{\circ}= AK\,(1-\theta)\,-\delta K - C \qquad (۶)$$

$$P = AK(1-\theta a) \qquad (۷)$$

$$K(0) = K_0 \qquad (۸)$$

$K^{\circ}$ موجودی سرمایه است که با تولید ناخالص افزایش و با استهلاک ($\delta$) و مصرف (C) کاهش می‌یابد. P نشان‌دهندهٔ تابع آلودگی جریان است. فرض می‌کنیم مقدار اولیهٔ موجودی سرمایه در زمان t=۰ برابر $K_0$ است.

$\theta$ شدت جلوگیری از آلودگی است و $\theta \le \frac{1}{a}$. آلودگی را از تولید نمی‌توانیم حذف کنیم. تابع هامیلتون به‌صورت زیر است.

$$H=\frac{c^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}-\frac{z\left[AK(1-\theta a)\right]^{\gamma}}{\gamma}+\lambda\left[AK(1-\theta)-\delta K-C\right] \qquad (۹)$$

مصرف را به شکل زیر بهینه می‌کنیم.

$$\frac{\partial H}{\partial C}=C^{-\varepsilon}-\lambda=0 \qquad (۱۰)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \theta}=a\,z\,[AK(1-\theta a)]^{\gamma-1}\,AK-\lambda\,AK=0 \qquad (۱۱)$$

$$=a\,z\,[AK(1-\theta a)]^{\gamma-1}-\lambda=0$$

معادلهٔ همکاری دولت در قیمت سایه به‌صورت زیر است.

$$\lambda^0-\rho\lambda=-\frac{\partial H}{\partial K}=\left\{\lambda\left[AK(1-\theta a)-\delta\right]-z\,[AK(1-\theta a)]^{\gamma-1}A(1-\theta a)\right\} \qquad (۱۲)$$

$$\lim \lambda_t K_t e^{-pt}=0 \qquad (۱۳)$$

$$t\to 0$$

$z$ بیانگر اثر آلودگی بر مطلوبیت است. مشتق H با توجه به $\theta$ در تابع $G(\theta,\lambda)$، به‌صورت زیر است.

$$\frac{\partial H}{\partial \theta}\equiv G(\theta.\lambda)=a\,z[AK(1-\theta a)]^{\gamma-1}-\lambda \qquad (۱۴)$$

معادلهٔ (۱۴) مطلوبیت نهایی کاهش آلودگی را نشان می‌دهد. $\lambda$ قیمت سایهٔ سرمایه و تولید نهایی سرمایه است.

$$G(\theta.\lambda)_{\theta=0}=a\,z(AK)^{\gamma-1}-\lambda \qquad (۱۵)$$

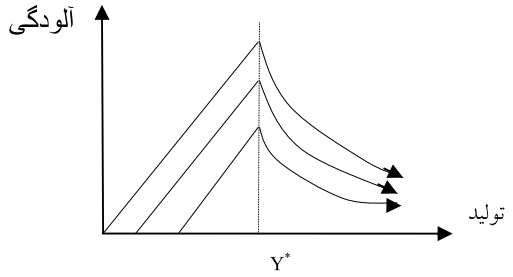
سه حالت مختلف $G(\theta,\lambda)$ مثبت، منفی و صفر ممکن است روی دهد. در حالت منفی، مطلوبیت نهایی سرمایه بیش از آسیب نهایی آلودگی است که به انباشتن سرمایه و عدم توجه به محیط‌زیست و کاهش آلودگی اشاره دارد. $S_-$ مطلوبیت خانواده‌هاست. خانواده‌ها سعی می‌کنند آلودگی را تا حد ممکن کاهش دهند، زیرا سبب می‌شود مطلوبیت سرمایه را از دست دهند. در $S_0$ آسیب نهایی با قیمت سایه و $G(\theta,\lambda)=0$ برابر است (Brock & Taylor, 2003).

(۱۶)

$$S_-=\{\{K.\lambda\}\mid G(\theta.\lambda)\mid_{\theta=0}=a\,z(AK)^{\gamma-1}-\lambda<0\} \qquad (۱۷)$$

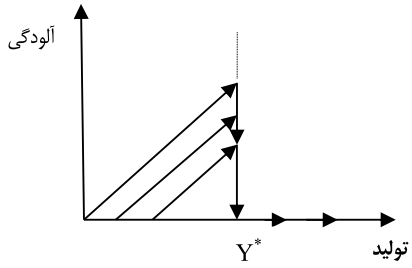
$$S_0=\{\{K.\lambda\}\mid G(\theta.\lambda)\mid_{\theta=0}=a\,z(AK)^{\gamma-1}-\lambda=0\} \qquad (۱۸)$$

$$S_+=\{\{K.\lambda\}\mid G(\theta.\lambda)\mid_{\theta=0}=a\,z(AK)^{\gamma-1}-\lambda>0\}$$




**شکل ۱. منحنی کوزنتس و نقطهٔ چرخش برای $\gamma$>۱**

مأخذ: Brock & Taylor, 2003




**شکل ۲. منحنی کوزنتس و نقطهٔ چرخش برای $\gamma$ =۱**

## ۲.۳. آلودگی منفی

فرض می‌کنیم C و E در طول زمان رشد می‌کند. آلودگی خالص دیر یا زود منفی می‌شود و محدودیت برای آن الزام‌آور است. انتخاب E باید به‌گونه‌ای باشد که کاهش آلودگی از آلودگی ناخالص تجاوز نکند.

$$P(C,E)\geq 0 \qquad (۱۹)$$

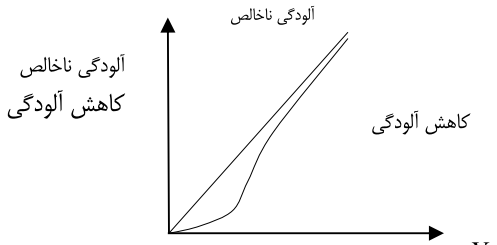
$$P = C - C^{\alpha} E^{-\alpha+\frac{۱}{۱+E^{۲}}} \qquad (۲۰)$$

E تلاش محیط‌زیستی، C مصرف و P تابع آلودگی است. بخش دوم توان E سبب انقباض بازده افزایشی نسبت به مقیاس می‌شود. در درازمدت $\frac{۱}{۱+E^{۲}}$ به سمت صفر میل می‌کند. قانون کیندگارتن تحت تأثیر آلودگی منفی قرارنمی‌گیرد. انتخاب مستقل C و E فرض اساسی در مدل است و محدودیت‌های غیرمنفی آلودگی راه‌حلی ناکافی برای جلوگیری از آلودگی منفی است. آلودگی منفی در مدل‌های (بازده افزایشی نسبت به مقیاس) IRS در جلوگیری آلودگی رخ می‌دهد. در مراحل پایینی IRS، بازده افزایشی به مقیاس وجود دارد (Egli, 2011).

زمانی که P(C,E)=0، آن‌گاه انتخاب E باید به‌گونه‌ای باشد که کاهش آلودگی از آلودگی ناخالص بیشتر نشود. بنابراین، E تاب عیار C می‌شود، که در تضاد با انتخاب مستقل C و E و فرض اساسی این مدل است. محدودیت غیرمنفی آلودگی راه‌حلی ناکافی برای اجتناب از آلودگی منفی است. آلودگی ناخالص به‌طور خطی با فعالیت‌های آلوده‌کننده افزایش می‌یابد. شواهد تجربی نظریهٔ محوشدن IRS را می‌پذیرد.

Manage و همکاران (2009) شواهدی برای IRS در کوتاه‌مدت یافتند. اما تردید داشتند در بلندمدت هم رخ

بدهد. ناپدید شدن IRS در جلوگیری از آلودگی با فرضیهٔ کوزنتس سازگار است. Egli (2011)، در مدل Egli و Steger (2007) تجدیدنظر و از مدل محوشدن IRS حمایت کرد.




مأخذ: Egli, 2011

**شکل ۳. محوشدن بازده افزایشی به مقیاس در جلوگیری از آلودگی**

## ۴. مواد و روش‌ها

### ۱.۴. معرفی داده‌ها و مدل تحقیق

داده‌های مصرف نفت خام (LOIL) از ادارهٔ اطلاعات انرژی (EIA) ایالات متحدهٔ آمریکا و داده‌های انتشار $CO_2$ از بانک جهانی و داده‌های تجارت بر حسب درصدی از GDP همچنین داده‌های GDP از بانک جهانی به‌دست آمده است. دورهٔ زمانی این پژوهش از سال ۱۹۹۲-۲۰۱۳ است. کشورهای مورد تحقیق کشورهای عضو اوپک است، شامل آنگولا، اکوادور، نیجریه، لیبی، عراق، ایران، امارات متحدهٔ عربی، عربستان سعودی، ونزوئلا، الجزایر، قطر و کویت. برای بررسی مصرف نفت خام بر انتشار گاز کربنیک در کشورهای عضو اوپک از مدل زیر و برگرفته از Shahbaz و همکاران (2014) و Al-mulali و همکاران (2014) استفاده شده است.

$$LCO_{it} = \beta_{0i}+\beta_{1i} LCO_{it-1}+\beta_{2i}LOIL_{it}+ \beta_{3i}LTRAD_{it}+ \beta_{4i}LGDP_{it}+ U_{it} \quad (۲۱)$$

در رابطهٔ فوق LOILنشان‌دهندهٔ لگاریتم نفت خام بر حسب میلیون لیتر، LTRADE لگاریتم درجهٔ بازبودن تجارت (مجموع صادرات و واردات نسبت به GDP) و GDP تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت سال ۲۰۰۵ است. به‌دلیل پویایی مدل، وجود وقفهٔ متغیر وابسته در متغیرهای مستقل و ماهیت موضوع مورد بررسی، که آلودگی پایدار و از دوره‌ای به دورهٔ بعد باقی‌مانده و بر دورهٔ بعد اثرگذار است، الگوی مورد برآورد بر پایهٔ برآوردگرهای پویا و از روش گشتاور تعمیم‌یافته استفاده شده است، زیرا به‌دلیل پویایی مدل، در هر یک از مدل‌های دیگر، نارسایی وجود دارد که در روش گشتاور تعمیم‌یافته می‌توان آن را کاهش داد. پس از مشخص‌شدن روش مناسب برآورد پارامترها، نتایج تخمین مدل با استفاده از نرم‌افزار Stata۱۲ استفاده می‌شود.

### ۲.۴. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

سازگاری تخمین‌زنندهٔ GMM به معتبربودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که با آزمون سارگان (Sargan) از محدویت‌های از پیش تعیین شده است و می‌توان معتبربودن ابزارها را آزمون کرد. عدم رد فرضیهٔ صفر در این آزمون شواهدی را دال بر معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند و تخمین‌زنندهٔ GMM سازگار است. از عوامل سبب‌ساز استفاده از GMM عبارت است از:

الف) وجود رگرسورهای درون‌زا در مدل؛ رگرسور درون‌زا در مدل متغیری است که با جملهٔ خطا همبستگی داشته باشد.

ب) وجود همبستگی بین آثار ثابت از قبیل عوامل جغرافیایی و جمعیتی با متغیرهای توضیحی

ج) در دسترس بودن بازهٔ زمانی کوتاه و تعداد زیادی مقطع.

بـام و دیگـران (۲۰۰۳) و رودمـن (۲۰۰۶) وجـود ناهمسانی واریانس را یکی از عوامل ضرورت استفاده از GMM دانستند. وولدریج (۲۰۰۶) معتقد است رویکـرد مفید در حضور ناهمسانی واریانس روش GMM است.

## ۵. برآورد مدل

### ۱.۵. آزمون متغیرهای تحقیق

متغیرهای تحقیق از نظر درجهٔ ایستایی بر اساس آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، ایم، شین و پسران (IPS) و لوین، لین و چو (LLC) بررسی شده است.

**جدول ۱. آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق**

| متغیر | آزمون‌های ریشهٔ واحد پنلی | سطح | تفاضل مرتبهٔ اول | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| LCO | LLC | ۰/۵۵* | -۹/۴۰* | I(1) |
| | | (۰/۷۱)** | (۰/۰۰)** | |
| | IPS | ۱/۴۵ | -۹/۹۰ | I(1) |
| | | (۰/۹۲) | (۰/۰۰) | |
| | ADF | ۱۴/۵۷ | ۱۸۳/۶۰ | I(1) |
| | | (۰/۹۳) | (۰/۰۰) | |
| LGDP | LLC | ۱/۳۱ | -۲۱/۴۷ | I(1) |
| | | (۰/۹۰) | (۰/۰۰) | |
| | IPS | ۳/۵۶ | -۹/۰۴ | I(1) |
| | | (۰/۹۹) | (۰/۰۰) | |
| | ADF | ۱۰/۳۷ | ۳۱۴/۲۹ | I(1) |
| | | (۰/۹۹) | (۰/۰۰) | |
| LOIL | LLC | ۴/۵۰ | -۳/۷۶ | I(1) |
| | | (۱/۰۰) | (۰/۰۰) | |
| | IPS | ۴/۸۴ | -۴/۴۹ | I(1) |
| | | (۱/۰۰) | (۰/۰۰) | |
| | ADF | ۱۸/۶۷ | ۶۹/۰۹ | I(1) |
| | | (۰/۷۶) | (۰/۰۰) | |
| LTRADE | LLC | -۰/۷۹ | -۷/۳۷ | I(1) |
| | | (۰/۲۱) | (۰/۰۰) | |
| | IPS | -۰/۰۴ | -۶/۷۱ | I(1) |
| | | (۰/۴۸) | (۰/۰۰) | |
| | ADF | ۲۷/۳۳ | ۸۹/۲۰ | I(1) |
| | | (۰/۲۸) | (۰/۰۰) | |

مأخذ : یافته‌های تحقیق

توضیح: * مقدار آمارهٔ آزمون و ** مقدار prob است.

متغیرهای مدل با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده است. به‌عبارت دیگر، متغیرهای تحقیق در سطح ناایستا بوده است. تمامی متغیرهای مدل با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده است. به‌عبارت دیگر، متغیرهای تحقیق در سطح ناایستا بوده است. بر این اساس برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، هم‌جمعی متغیرها با آزمون‌های مختلف هم‌جمعی پنل (کائو و پدرونی) بررسی شده است. فرضیهٔ $H_0$ در آزمون کائو نشان‌دهندهٔ وجود هم‌جمعی بین متغیرها و فرضیهٔ $H_1$ نشان‌دهندهٔ عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهاست.

احتمال به‌دست‌آمده نشان از عدم رد فرضیهٔ صفر است؛ یعنی، بین متغیرهای الگو هم‌جمعی و رابطهٔ بلندمدت وجود دارد. به‌منظور تشخیص رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها، پدرونی هفت آزمون هم‌انباشتگی را در دو گروه کلی پیشنهاد کرد. گروه نخست، مبتنی بر روش درون‌گروهی و گروه دوم مبتنی بر روش بین گروهی است. در هر دو گروه، تحت فرضیهٔ صفر بین متغیرهای الگو ارتباط بلندمدت وجود ندارد.

**جدول ۲. آزمون کائو**

| آمارهٔ آزمون | |
|---|---|
| Prob | t-statistc |
| ۰/۰۰ | -۴/۱۵ |

مأخذ : یافته‌های تحقیق

**جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی**

| روش | متغیر وابسته $LCO$ | |
|---|---|---|
| درون گروهی | بدون وزن | وزنی |
| Panel v-statistic | ۱/۰۶* | -۰/۸۷ * |
| | (۰/۱۴) ** | (۰/۸۰) ** |
| Panel rho- statistic | -۱/۳۹ | ۰/۵۷ |
| | (۰/۸۰) | (۰/۷۱) |
| Panel PP- statistic | -۸/۶۵ | -۲/۶۰ |
| | (۰/۰۰) | (۰/۰۰) |
| Panel ADF- statistic | -۹/۷۳ | -۲/۷۶ |
| | (۰/۰۰) | (۰/۰۰) |
| بین گروهی | | |
| Group rho- statistic | ۲/۰۰ | |
| | (۰/۹۷) | |
| Group PP- statistic | -۳/۰۴ | |
| | (۰/۰۰) | |
| Group ADF- statistic | -۳/۱۶ | |
| | (۰/۰۰) | |

مأخذ : یافته‌های تحقیق

توضیح : * مقدار آمارهٔ آزمون و ** مقدار prob است.

جدول ۳ نتایج آزمون هم‌انباشتگی را در دو حالت با روند زمانی و بدون روند زمانی نشان می‌دهد. مطابق نتایج این آزمون در تصریح‌های مختلف، کمتر از حداقل سه مورد از آماره‌های پدرونی در منطقهٔ رد فرضیهٔ صفر قرارگرفته است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در تصریح مدل ارتباط هم‌انباشتگی وجود دارد.

**جدول ۴. بررسی آزمون‌های پنل**

| عنوان آزمون | آمارهٔ آزمون | prob |
|---|---|---|
| آزمون چاو (بررسی نوع مدل) | ۲۱/۱۲ | ۰/۰۰ |
| آزمون هاسمن (بررسی آثار ثابت یا تصادفی) | ۳۹/۵۹ | ۰/۰۰ |
| آزمون LR (ناهمسانی واریانس) | ۹۵/۷۹ | ۰/۰۰ |
| آزمون وولدریج (خودهمبستگی) | ۲/۵۴ | ۰/۱۴ |

مأخذ : یافته‌های تحقیق

برآورد نوع مدل باید از طریق آزمون چاو تعیین شود. در این رابطه از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرضیه‌های این آزمون به صورت زیر است.

$H_0$: Pooled Model

$H_1$: Fixed Effect Model

نتایج آزمون هاسمن نشان‌دهندهٔ تأیید مدل آثار ثابت در برابر روش حداقل مربعات است؛ به عبارتی، داده‌های ترکیبی (panel) در مقابل داده‌های تلفیقی (pool) پذیرفته شده است. برای تعیین نوع پنل از این آزمون استفاده می‌شود. آزمون هاسمن بر پایهٔ وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل شکل گرفته است. اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد، مدل اثر تصادفی و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر ثابت کاربرد خواهد داشت. فرضیهٔ $H_0$ نشان‌دهندهٔ عدم ارتباط متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیهٔ $H_1$ نشان‌دهندهٔ وجود ارتباط در متغیرهای مستقل است. نتایج آزمون هاسمن بیان‌گر تأیید آثار ثابت در برابر آثار تصادفی است.

ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی خود از دلایل استفاده از روش GMM است. تشخیص وجود عدم خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس از مباحثی است که در مطالعات تجربی به آن اهمیت زیادی داده شده است. در آزمون خودهمبستگی وولدریج (۲۰۰۲)، جملات اخلال در فرایند خودرگرسیونی مرتبهٔ اول از AR(۱) تبعیت می‌کند. فرضیهٔ صفر در این آزمون، عدم وجود خودهمبستگی مرتبهٔ اول در جملات اخلال مدل رگرسیون است. با بررسی آمارهٔ آزمون وولدریج ملاحظه می‌شود داده‌های مورد نظر در این پژوهش دارای خودهمبستگی مرتبهٔ اول نیست.

بر اساس آمارهٔ آزمون LR، به آزمون فرضیهٔ ناهمسانی واریانس می‌پردازیم. نتایج آزمون LR نشان می‌دهد که در پژوهش حاضر داده‌ها دارای ناهمسانی واریانس است. هم به‌دلیل ناهمسانی واریانس و هم به‌دلیل وجود وقفه در مدل در این پژوهش از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌شود.

## ۲.۵. برآورد مدل با رویکرد GMM

روش GMM با استفاده از نرم‌افزار STATA ۱۲ انجام می‌شود (جدول ۵).

**جدول ۵. برآورد روش گشتاور تعمیم‌یافته**

| پارامتر | مقدار برآورد پارامترها | خطای استاندارد | آمارهٔ Z | P>Z |
|---|---|---|---|---|
| $LCO_{t-1}$ | ۰/۶۷ | ۰/۰۴ | ۱۳/۷۷ | ۰/۰۰ |
| LOIL | ۰/۰۶ | ۰/۰۲ | ۲/۷۳ | ۰/۰۰ |
| LTRADE | ۰/۱۱ | ۰/۰۶ | ۱/۷۲ | ۰/۰۸ |
| LGDP | ۰/۲۲ | ۰/۰۵ | ۴/۳۳ | ۰/۰۰ |
| CONS | −۳/۰۰ | ۰/۹۸ | −۳/۰۴ | ۰/۰۰ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این پژوهش رابطهٔ متغیر با وقفهٔ انتشار گاز کربنیک دورهٔ قبل، تجارت آزاد، مصرف نفت خام و تولید ناخالص داخلی حقیقی اثر مثبت و معناداری بر انتشار گاز کربنیک دارد. با افزایش ۱ درصد انتشار گاز کربنیک دورهٔ قبل، انتشار گاز کربنیک دورهٔ بعد ۰/۶۷ درصد، با افزایش ۱ درصد مصرف نفت خام، انتشار گاز کربنیک ۰/۰۶ درصد، با افزایش ۱ درصد تجارت آزاد، انتشار گاز کربنیک ۰/۱۱ درصد و با افزایش ۱ درصد تولید ناخالص داخلی حقیقی، ۰/۲۲ درصد انتشار گاز کربنیک افزایش می‌یابد.

**جدول ۶. آزمون‌های روش گشتاور تعمیم‌یافته**

| عنوان آزمون | آمارهٔ آزمون | Prob |
|---|---|---|
| آزمون سارگان | ۱۴۲/۶۳ | ۰/۷۳ |
| آزمون والد | ۳۱/۶۴ | ۰/۰۰ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فرضیهٔ صفر برای آزمون سارگان این است که ابزارها تا آنجا معتبر است که با خطاها در معادلهٔ تفاضلی مرتبهٔ اول هم‌بسته نباشد. در صورت عدم رد فرضیهٔ صفر، می‌توان شواهدی دال بر مناسب‌بودن ابزارها فراهم آورد. پس می‌توان گفت، متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل مناسب است. از آنجا که سازگاری تخمین‌زنندهٔ گشتاور تعمیم‌یافته بستگی به معتبر بودن ابزارهای به‌کار رفته دارد، پس برای آزمون این موضوع از آمارهٔ پیشنهاد شدهٔ آرلانو و بوند و باور استفاده می‌کنیم. این آزمون سارگان نام دارد و اعتبار کل ابزارهای به‌کار رفته در مدل را می‌سنجد. چون احتمال آزمون سارگان بالای ۵ درصد است، فرضیهٔ صفر مبنی بر معتبر بودن ابزارها را نمی‌توان رد کرد. آزمون والد نشان‌دهندهٔ معناداری کل رگرسیون است. چون Prob کمتر از ۵ درصد است، پس کل رگرسیون معنادار بوده است.

وقفهٔ $LCO_{t-1}$ موجود در مدل مطابق با تحقیقات Ren و همکاران (2014) و Managi و همکاران (2009) است و اثر مثبت و معناداری بر LCO دارد که نشان‌دهندهٔ این است که انتشار گاز کربنیک به LCO دوره‌های قبل وابسته و بیانگر پویایی انتشار گاز کربنیک است. مقدار ضریب $LCO_{t-1}$ در این پژوهش ۰/۶۷ به‌دست آمده که بسیار نزدیک به مقدار ۰/۶ در پژوهش Managi و همکاران (2009) است.

با افزایش مصرف نفت خام، تولید ناخالص داخلی، انتشار دی‌اکسید کربن دورهٔ قبل و تجارت آزاد میزان انتشار گاز کربنیک افزایش می‌یابد. متغیر وقفه‌دار لگاریتم انتشار گاز کربنیک تأثیر مثبت و معنادار بر

لگاریتم انتشار گاز کربنیک داشته است که نشان می‌دهد با افزایش انتشار گاز کربنیک دورهٔ گذشته، انتشار گاز کربنیک دورهٔ بعد افزایش می‌یابد. گاز دی‌اکسید کربن منتشر شده در یک دوره تا انتهای دوره به‌طور کامل جذب نمی‌شود و مقداری از آن به‌صورت انباره در محیط باقی می‌ماند و بر دورهٔ بعد اثرگذار است. مطابق نتایج، مثبت‌بودن ضریب تولید ناخالص داخلی بیانگر افزایش سطح آلودگی منتشرشده به‌ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص ملی است؛ به عبارتی دیگر، رشد اقتصادی با ایجاد و تشدید آلودگی همراه است. مطابق با تحقیقات انجام‌شده، لگاریتم تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معناداری بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد که مطابق با مطالعات Iwata و همکاران (2011)، Narayan و Narayan (2010) و Ara Begum و همکاران (2015) است. در این پژوهش، تجارت آزاد اثر مثبت بر انتشار گاز کربنیک دارد. اثر تجارت بر آلودگی مبهم است. مطالعاتی مانند Ang (2009) و Halicioglu (2008) اثر مثبت بازبودن اقتصاد بر انتشار گاز کربنیک را تأیید کرد.

از طرفی، Jalil و Mahmud (2011) رابطهٔ منفی این دو متغیر را نشان دادند. افزایش تجارت از طریق افزایش انتشار ناشی از حمل‌ونقل بین‌المللی و انتقال انتشار از کشور واردکننده به کشور صادرکننده بر انتشار آلودگی اثر مثبت دارد. افزایش تولید کالاهای ایجادکنندهٔ آلودگی در کشورهای صادرکننده امکان افزایش آلودگی در این کشورها را در پی دارد. تجارت به‌دلیل دستیابی به فناوری جدیدتر سبب کاهش آلودگی می‌شود.

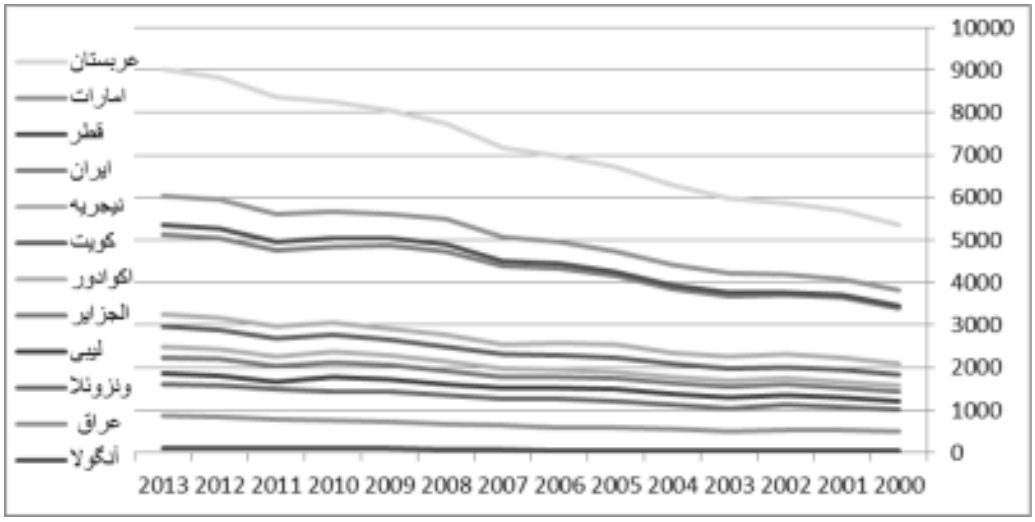
Grossman و Kruger (1993) اثر آزادسازی تجاری بر محیط‌زیست را به سه اثر ترکیب، مقیاس و اثر فنی تفکیک کردند. آزادسازی تجاری در صورتی به آلودگی محیط‌زیست منجر می‌شود که اثر فنی بر اثر مقیاس و اثر ترکیب غلبه کند. اثر ترکیب بیانگر تغییر در اندازهٔ فعالیت‌های اقتصادی و اثر ترکیب بیانگر تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و اثر فناوری بیانگر تغییر در فناوری تولید، به‌خصوص تغییر به سمت پاک است. در اثر آزادسازی تجاری، اثر مقیاس بر افزایش تخریب محیط‌زیست و اثر فناوری منجر به کاهش تخریب محیط زیست می‌شود. اثر ترکیب به مزیت نسبی بستگی دارد. اگر کشوری در کالای آلاینده مزیت یابد، اثر ترکیب اثر منفی بر محیط‌زیست می‌گذارد. به‌دنبال آزادسازی تجاری، کشوری که در کالای آلاینده مزیت نسبی یافته است، اگر اثر فناوری بر اثر مقیاس و اثر ترکیب غالب شود، آزادسازی تجارت آثار مثبت بر محیط‌زیست دارد. کشورهای عضو اوپک به‌لحاظ وابستگی اقتصادشان به نفت، منابع فسیلی را برای مصارف داخلی و صادرات استخراج می‌کنند و برای دستیابی به رشد و توسعهٔ کشور سعی در گسترش بخش صنعت دارند. در این کشورها روند تخریب و مشکلات محیط‌زیستی در حال گسترش است.

محققانی مانند Kolstand (1993) معتقدند، افزایش رشد اقتصادی نیازمند استفادهٔ بیشتر از منابع و سوخت‌های فسیلی است، که سبب تخریب محیط‌زیست می‌شود. افزایش تولید ناخالص داخلی به مفهوم افزایش تولید کالا و خدمات مختلف است. با افزایش تولید کالا و خدمات، مصرف نهاده‌های تولیدی مانند نفت خام افزایش می‌یابد. افزایش تولید در کشور مستلزم استفاده از انرژی است و نفت خام یکی از عوامل تولید محسوب می‌شود. افزایش تولید در کشورهای عضو اوپک که به منابع انرژی دسترسی دارند، به آلودگی بیشتر می‌انجامد. از دلایل آن احتمالاً انرژی ارزان و ساختار تولیدی انرژی‌بر در این کشورهاست. لذا، مصرف سوخت‌های فسیلی برای تحقق اهداف رشد اقتصادی باعث افزایش آلودگی محیط‌زیستی می‌شود. در نظام تولیدی اقتصاد، بخشی از انرژی واردشده به سیستم به تولید می‌انجامد و بقیهٔ آن آلاینده به محیط‌زیست وارد می‌شود.

## ۶. بررسی روند مصرف نفت خام و انتشار گاز کربنیک در کشورهای عضو اوپک

### ۱.۶. بررسی روند مصرف نفت خام در کشورهای عضو اوپک

شکل ۴ نشان می‌دهد که مصرف نفت خام در کشورهای عضو اوپک روندی افزایشی دارد. ایران رتبهٔ چهارم و عربستان با فاصلهٔ زیادی رتبهٔ اول را در بین کشورهای عضو اوپک به خود اختصاص داده است. مصرف نفت خام طی سال‌هایی کاهش داشته است، ولی به‌طور کلی افزایش را نشان می‌دهد. کشور آنگولا و عراق روند تقریباً ثابتی در مصرف نفت خام داشته‌اند. محور عمودی مصرف نفت خام بر حسب بشکه و محور افقی سال را نشان می‌دهد.




**شکل ۴. مصرف نفت خام بر حسب بشکه در کشورهای عضو اوپک**

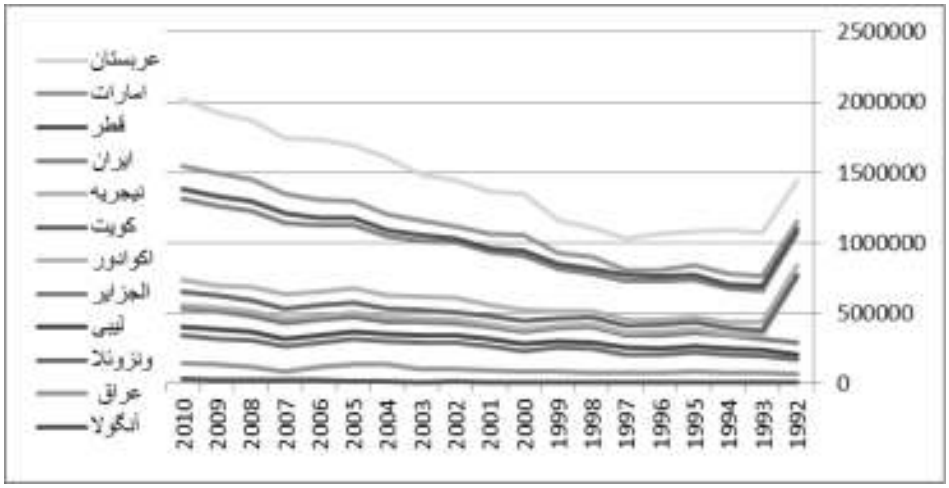
**مأخذ:** EIA

### ۲.۶. بررسی روند انتشار گاز کربنیک در کشورهای عضو اوپک

انتشار گاز کربنیک در ایران روند صعودی داشته است. نفت خام در پالایشگاه‌های ایران تبدیل به بنزین، نفت‌گاز، نفت کوره، نفتای سبک و سنگین، مالچ، روغن خام، نفت سفید، نفت کوره، سوخت جت و حلال‌ها می‌شود و طی دو دههٔ اخیر به‌دلیل رشد تولیدات صنعتی، انتشار گاز کربنیک رو به افزایش گذارده است. از آنجا که انتشار گاز کربنیک رو به رشد بوده است، سیاستگذاران باید گام‌هایی در جهت کاهش آن بردارند. در ایران فراوانی نسبی منابع انرژی باعث شده است که مصرف سرانه و شدت انرژی در مقایسه با کشورهایی با ساختار مشابه و منابع انرژی کمتر بیشتر باشد. به‌عبارت دیگر، تا حدودی بالاتربودن مصرف سرانه و شدت انرژی را در ایران توجیه می‌کند. با توجه به فراوانی منابع انرژی در ایران، این کشور در تولید کالاهای انرژی‌بر باید مزیت نسبی داشته باشد، ولی آمار نشان می‌دهد که شدت انرژی در کشور ایران در مقایسه با سایر کشورهای عضو اوپک بالاتر است. اگرچه سهم گاز طبیعی در کشور رو به افزایش گذاشته است، باید توجه داشت که سطح بالای شدت انرژی دارای آثار منفی بر محیط‌زیست است. می‌توان با اتخاذ سیاست‌های مناسب عرضه و تقاضای انرژی، از دور خارج کردن ماشین‌ها، موتورها و تجهیزات قدیمی در بخش‌های انرژی‌بر، به‌ویژه بخش خانگی و تجاری، حمل‌و نقل، صنعت و تولید برق

ضمن افزایش بهره‌وری انرژی از شدت آن کاست (ترازنامهٔ انرژی، ۱۳۸۷).

شکل ۵ نشان می‌دهد در سال ۱۹۹۲ تا سال ۱۹۹۳ کشورهای عربستان، قطر، امارات، ایران، نیجریه و کویت روندی کاهش در انتشار گاز کربنیک داشتند، ولی دوباره از سال ۱۹۹۳ انتشار گاز کربنیک رو به افزایش گذاشته است. روند افزایش در کشورهای عربستان، امارات، قطر و ایران بیش از سایر کشورهای عضو اوپک بوده است. کشورهای کویت و نیجریه روند ثابتی داشته‌اند، ولی باقی کشورها روند رو به افزایشی داشته‌اند. مطابق با نمودار، عربستان رتبهٔ اول و ایران رتبهٔ چهارم را در انتشار گاز کربنیک در کشورهای عضو اوپک دارد. میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن با شدت بیشتری رو به افزایش گذاشته است. آنگولا رتبهٔ آخر را در انتشار گاز کربنیک در میان کشورهای عضو اوپک دارد و روند ثابتی داشته است. محور عمودی انتشار گاز کربنیک بر حسب کیلوتن و محور افقی سال را نشان می‌دهد.




**شکل ۵. انتشار گاز کربنیک در کشورهای عضو اوپک**

**مأخذ: بانک جهانی**

## ۷. نتایج، بحث، نتیجه‌گیری و جمع‌بندی

از یک‌طرف کمیابی منابع محیط‌زیستی و از طرف دیگر رشد اقتصادی در کشورها نشان‌دهندهٔ این موضوع است که اگر روند بهره‌برداری از نهاده‌های طبیعی و بی‌توجهی به آلودگی‌های محیط‌زیستی به همین شیوه ادامه یابد، در آینده با مشکلات اساسی روبه‌رو خواهیم بود. در سال‌های اخیر، انتشار گازهای گلخانه‌ای و سبب‌ساز آلودگی و تغییرات الگوی آب‌وهوای جهانی مورد توجه بین‌المللی قرار گرفته است. طبق نتایج این پژوهش، اثر مصرف نفت خام بر انتشار گاز کربنیک درکشورهای عضو اوپک طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۳ بررسی شد. طبق نتایج به‌دست‌آمده، مصرف نفت خام، تولید ناخالص داخلی، انتشار گاز کربنیک دورهٔ قبل و تجارت آزاد اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد.

### پیشنهادها

با تمرکز بر موضوعات مربوط به آلودگی و مصرف نفت خام می‌توان به سیاست‌گذاران کمک کرد تا با شناخت بهتر ماهیت و رابطهٔ نشر آلاینده‌ها و رشد اقتصادی به راهکارهای مناسبی برای رسیدن به اهداف کاهش آلودگی دست‌یابند. با توجه به اینکه در این تحقیق مصرف نفت خام، تولید ناخالص داخلی حقیقی و

تجارت آزاد اثر مثبت بر انتشار گاز کربنیک دارد، راهکارهایی زیر را می‌توان پیشنهاد داد:

– تعیین مقدار مجاز انتشار آلاینده و اخذ جریمهٔ انتشار آلاینده در صورت استفادهٔ بیش از حد مجاز

– نصب وسایل پاک‌کنندهٔ آلودگی در مناطق انتشار آلودگی

– دریافت مالیات بر آلودگی

– تشویق بنگاه‌ها به استفاده از فناوری‌های جدید

– مدیریت مصرف نفت خام متناسب با بیشترین کارایی در مصرف

– استفاده از انرژی‌های پاک و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در تولید

– تغییر در ترکیب و الگوی مصرف و جایگزینی دیگر منابع انرژی با هدف کاهش سهم نفت در ترکیب تولید در کشورهای عضو اوپک

– اتخاذ قوانین بین‌المللی محیط‌زیستی در کشورهای عضو اوپک می‌تواند از مزیت نسبی بکاهد که این کشورها در تولید کالاهای آلاینده پیدا کرده‌اند؛ چون تجارت آزاد اثر مثبت و معناداری بر انتشار گاز کربنیک داشته است و بیانگر مزیت نسبی در تولید کالاهای آلاینده است.

– سرمایه‌گذاری در تولید کالاهایی با آلایندگی پایین در کشورهای عضو اوپک می‌تواند از مزیت نسبی بکاهد که کشورهای عضو اوپک در تولید کالاهای آلاینده پیدا کرده‌اند.

## تقدیر و تشکر

نخست، خدای بزرگ را به خاطر تمام نعمت‌هایی که به من داده است بسیار شاکرم. این مقاله را به مادرم تقدیم می‌کنم، همچنین به دوستانم که همیشه وجودشان باعث دلگرمی من بوده است.

## یادداشت‌ها

1. Kindergarten rule

## منابع

ترازنامه انرژی. (۱۳۸۷). وزارت نیرو.

Alam, M.J , Begum, I.A , Buysse, J, and Rahman, S .(2009). Dynamic Modeling of Causal Relationship Between Energy Consumption, CO ۲Emissions and Economic Growth in India .Renewable and Sustainable Energy Reviews 15 : 3243– 3251.

Ang, J. 2009. $Co_2$ Emissions, Research and Technology Transfer in China, Ecological Economics, Vol. 68, pp. 2658-2665.

Al-Mulali, U., Fereidouni, H.G., Lee, J. 2014. Electricity Consumption From Renewable and Non- Renewable Source and economic Growth: Evidence From Latin American Countries. Renewable and Sustainable Energy Reviews. Vol. 30, pp. 290-298.

Ara Begum, R., Sohag, K., Syed Abdullah, S.M., Jaffar, M. (2015). $Co_2$ Emissions, Energy Consumption and Population Growth in Malaysia. Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 41, pp. 594-601.

Brock, W.A., Taylor, M.S. 2003. The Kindergarten Rule for Sustainable Growth. Working Paper 9597, National Bureau of Economic Research. Vol. 11, pp. 30-58.

Deng, H., Huang, J. 2009. Environmental Pollution and Endogenous Growth : Model and Evidence Science and Information Application Technology. ESIAT 2009, Wuhan, China, Vol. 11, pp. 72-79.

El Hedi Arouri, M., Ben Youssef, A., M'henni, H., Rault, C. 2012. Energy Consumption, Economic Growth and $CO_2$ Emissionsin Middle East and North African Countries. Energy Policy, Vol. 45, pp. 342-349.

Egli, H. 2011. A New Approach to Pollution Modelling in Models of the Environmental Kuznets Curve. Swiss Journal of Economics and Statistics. Vol. 141, No. 3, pp. 459-473.

Grossman, G.M., Kruger, B. 1993. Environmental Impacts of North-American Free Trade Agreement, In P.M. Cambridge, MIT Press.

Halicioglu, F. 2008. An Econometric Study of $Co_2$ Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey. Energy Policy, Vol. 37, pp. 1156-1164.

Human Development Indexes (HDI). 2008. Published for the United Nations Development Program, pp. 50-70.

Iwata, H., Okada, K., Samreth, S. (2011). A Note on The Environmental Kuznets Curve for $Co_2$: A pooled Mean Group Approach. Applie Energy, Vol. 88, pp. 1986-1996.

Jalil, A., Mahmud, S. 2011. Environmental Kuznets Curve for $Co_2$ Emissions: A Cointegration Analysis For China. Energy Policy. Vol. 35, pp. 5167-5172.

Kolstad, C.D. (1993) .Natural resourse use and the environment. Energy Economics 3: 1219-65.

Managi, S., Hibili, A., Tsurumi, T. 2009. $Co_2$ Emission, Energy Consumption and Economic Growth in BRIC Countries. Vol. 20, pp. 37-54.

Narayan, P.K., Narayan, S. (2010). Carbon Dioxid Emissions and Economic Growth : panel Data Evidence From Developing Countries. Energy Policy. pp. 661-666.

Pedroni, P. (2004); Panel Co-integration: A Symptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to PPP Hypothesis: New Results, Econometric Theory, 20: 597–627.

Ren, S., Yuan, B., Ma, X., Chen, X. 2014. International Trade, FDI (foreign direct investment) and Embodied $CO_2$ Emissions: a Case Study of China Industrial Sector. China Economist Review, Vol. 28, pp. 123-134.

Ruttan, V.(2002). Can Economic Growth Be Sustained? A Post-Maltusian Perspective. Population and Development Review. 28(1):1-12.

Stokey, N .(1988). Are There Limit to Growth?. Intrenational Economic Review, 39(1) : 1-31.

Soytas, U., Sari, R. 2009. Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets. Energy Economics, Vol. 25, pp. 33-37.

Saidi, K., Hammami, S. 2015. The Impact of $CO_2$ Emissions and Economic Growth on Energy Consumption in 58 Countries. Energy Reports, Vol. 1, pp. 62-70.

Shahbaz, M., Arouri, M., Teulon, F. 2014a. Short- and Long- Run Realationships Between Natural Gas Consumption and Economic Growth. Economic Modelling. Vol. 41, pp. 219-226.

Shahbaz, M., Tiwari, A. K.,and Nasir,M.2007.The Effect of Development, Economic Growth, Coal Consumption and Trade Openness on $Co_2$ Emissions in South Africa. Energy Policy, 61 :PP.1452- 1459.

Shahbaz, M., Sbia, R., Hamdi, H., Ozturk, I. 2014b. Economic Growth, Consumption Electricity, Urbanization and Environmental Degradation Relationship in United Arab Emirates. Ecological Indicator, Vol. 45, pp. 622-631.

Tiwari, A., Shabaz, M., Hey, Q. 2013. The Environmental Kuznets Curve and The Role of Coal Consumption in India: Cointegration and analysis in open Economic. Renewable and Sustainable Energy Reviwes, Vol. 18, pp. 519-527.

Wooldrige, J.M.(2006). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT Press Cambridege, Massachusetts, London, England.