



## مقدمه

در طول دو دهه گذشته، مفهوم توسعه پایدار به صورت گسترده‌ای مد نظر اقتصاددانان قرار گرفت و موضوع اصلی بیشتر مباحث بین‌المللی را به خود اختصاص داد. از میان ابعاد مختلف توسعه پایدار، کاربرد آن از دیدگاه محیط‌زیست و منابع طبیعی از اهمیت و جایگاه مهمی برخوردار است (AbdelSabour, 2005). از این منظر می‌توان پایداری منابع طبیعی را این گونه تعریف کرد که پایداری عبارت است از یک سطح حداقل استاندارد برای حفظ و نگهداری منابع طبیعی در جریان اجرای سیاست‌های اقتصادی؛ به طوری که دستیابی به اهداف اقتصادی با اجتناب از رسیدن به ناحیه بحرانی تخریب منابع طبیعی حاصل گردد (Berkes, 1989). در بیشتر کشورها و به خصوص کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی به‌عنوان هسته مرکزی برنامه‌ریزی‌ها قلمداد می‌شود. متأسفانه در اغلب موارد، رشد اقتصادی پیامدهای ناگواری به خصوص در زمینه محیط‌زیست و منابع طبیعی به همراه داشته است، زیرا بیشتر فعالیت‌های اقتصادی در ارتباط تنگاتنگ با محیط‌زیست بوده و در حقیقت می‌توان بیان نمود که سرنوشت محیط‌زیست و رشد اقتصادی جوامع به یکدیگر وابسته است. به همین دلیل، در طول سال‌های گذشته همراه با نوسانات رشد اقتصادی جوامع، جهان تغییرات زیست‌محیطی بزرگ و نامطلوبی همانند افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را شاهد بوده است (شرزهای و حقانی، ۱۳۸۸).

یکی از دلایل اصلی آلودگی و تخریب محیط‌زیست، گرم شدن تدریجی جهان در اثر انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌ویژه انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف انرژی به صورت سوخت‌های فسیلی در طول فرآیند رشد اقتصادی کشورها می‌باشد. کوزنتس، فرضیه منحنی کوزنتس را برای اولین بار در سال ۱۹۵۵ بیان نمود که به بررسی رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در آن پرداخت. کوزنتس در مطالعات خود به این نتیجه رسید که تا سطح معینی از درآمد، رشد اقتصادی باعث بدتر شدن (ناعادلانه‌تر شدن) توزیع درآمد می‌گردد، ولی از آن سطح به بعد همراه با رشد اقتصادی توزیع درآمد نیز عادلانه می‌شود. پس از آن کارهای بسیاری توسط اقتصاددانان مختلف در مورد وجود رابطه بین رشد اقتصادی و آلودگی صورت گرفت. پژوهشگران به منحنی مشابهی همانند منحنی کوزنتس به دست آمده از رابطه بین رشد اقتصادی نابرابری درآمدی (که توسط کوزنتس استخراج گردیده بود) دست یافتند (یعنی منحنی U معکوس) و این منحنی را منحنی زیست‌محیطی کوزنتس نامیدند. این منحنی دارای یک قسمت صعودی است که در آن رشد اقتصادی باعث تخریب محیط‌زیست می‌شود و پس از رسیدن به حداکثر خود در ادامه نزولی می‌گردد، به طوری که رشد اقتصادی باعث بهبود

محیط‌زیست می‌شود (شرزه‌ای و حقانی، ۱۳۸۸).

امکان بهبود در کیفیت محیط‌زیست از طریق رشد اقتصادی یا لاقاقل ثابت نگه داشتن کیفیت موجود آن بخشی از مباحث توسعه‌پایدار کنفرانس جهانی محیط‌زیست و توسعه در سال ۱۹۸۷ بود (پرمن و مک‌گیلری، ۱۳۸۲). در گزارش توسعه جهانی آمده است: «در حین افزایش درآمد کشورها، منابع موجود برای سرمایه‌گذاری در بهبود کیفیت محیط‌زیست و در نتیجه تقاضا برای آن افزایش می‌یابد». نظریه‌های مربوط به نتایج زیست‌محیطی رشد اقتصادی بیشتر به این موضوع می‌پردازند که احتمال جانمایی رشد اقتصادی و منابع زیست‌محیطی در دوره‌های میان‌مدت و بلندمدت تا چه حد امکان‌پذیر است.

مطالعات صورت گرفته در زمینه فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را می‌توان بر اساس نتیجه و روش کار در دو گروه متفاوت بررسی نمود. دست‌های از این مطالعات به بررسی رابطه زنگوله‌ای شکل منحنی کوزنتس و برخی دیگر به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و درآمد ناخاص سرانه پرداخته‌اند (فطرس و نسرین‌دوست، ۱۳۸۸).

از مطالعات گروه اول که به بررسی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس پرداخته‌اند، می‌توان به مطالعه Grossman & Kruger (1991) و مطالعه Shafik & Bandyopadhyay (1992) اشاره کرد، با ذکر این تفاوت که در مطالعه اول رابطه فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس اثبات گردیده، اما در مطالعه دوم این رابطه تایید نشده است.

(Stern (2000 نیز برای دوره ۱۹۴۸ تا ۱۹۹۴، داده‌های درآمد، مصرف انرژی، نیروی کار و ذخیره سرمایه را در آمریکا با استفاده از روش هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطای برداری استفاده نمود. نتایج این پژوهش وجود علیت دوطرفه‌ای بین مصرف انرژی و GDP در این کشور را نشان می‌دهد. Coondoo & Dinda (2006) با استفاده از آمار مقطعی ۸۸ کشور در دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ و استفاده از روش هم‌انباشتگی، آزمون علیت گرنجری و مدل تصحیح خطا، به این نتیجه رسیدند که علیت بین انتشار دی‌اکسیدکربن و GDP سرانه برای آمریکا، اروپا و کل جهان بیشتر یک‌طرفه است. این محققین با توجه به مطالعات خود در این زمینه بیان کردند که کشورهای توسعه یافته برای جلوگیری از تخریب محیط‌زیست باید از رشد اقتصادی صرف‌نظر کنند، زیرا رشد اقتصادی اثرات دلخواه و مطلوب در مورد کاهش دادن آلودگی را به همراه ندارد. از دیگر مطالعات انجام شده در این زمینه می‌توان به (Managi & Jena (2008، Roca (2001، و Friedl & Getzner (2003 اشاره کرد.

در ارتباط با مطالعات مرتبطی که در گروه دوم قرار گرفته‌اند، می‌توان به این نکته اشاره نمود که

در اغلب آنها رابطه علی بین دو متغیر مصرف انرژی و رشد اقتصادی مورد آزمون قرار گرفته شد و در تعداد محدودی از آنها نیز به آلودگی زیست‌محیطی اشاره گردید. از اولین مطالعات صورت گرفته در این رابطه می‌توان به مطالعه Kraft (1978) اشاره نمود.

ایشان در این مطالعه با بهره‌گیری از روش‌های مختلف آماری و همچنین آزمون علیت گرنجری به این نتیجه رسید که رابطه‌ای یک‌سویه از تولید محصول به مصرف انرژی در آمریکا وجود دارد. همچنین Soytaş et al. (2007)، با استفاده از آمار سری زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۴، به بررسی رابطه بین نشر دی‌اکسیدکربن و GDP و مصرف انرژی در آمریکا پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت، مصرف انرژی علت نشر دی‌اکسیدکربن است. James (2007)، در مطالعه خود با استفاده از آمار سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۰، به بررسی رابطه بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی در فرانسه پرداخت. وی در این مطالعه با الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به این نتیجه دست یافت که در بلندمدت رابطه معنی‌داری بین متغیرها وجود دارد، ولی در کوتاه‌مدت این رابطه برقرار نیست. Neumayer (2002) با بررسی شرایط آب و هوایی، منابع سوخت فسیلی، دسترسی به منابع تجدیدپذیر و تجهیزات حمل و نقل به‌عنوان متغیرهای توضیحی برای ۱۴۸ کشور رابطه EKC را مورد تایید قرار داده است.

همچنین Iwata et al. (2010)، در مطالعه خود با استفاده از مدل بسط داده شده EKC رابطه بین متغیر انرژی هسته‌ای و انتشار دی‌اکسیدکربن را مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از تایید این رابطه در فرانسه دارد. همچنین Esmaili & Abdollahzadeh (2009) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۸ کشور تولیدکننده نفت رابطه بین استخراج نفت و تولید ناخالص سرانه را مورد بررسی قرار دادند.

متغیرهایی که برای اثبات این رابطه به کار برده شده است شامل، درجه آزادی، ضریب جینی، جمعیت، قیمت نفت و ذخایر ثابت نفت می‌باشند. نتایج این پژوهش نشانگر این موضوع است که سیاست‌هایی که با هدف افزایش درجه آزادی جامعه و توزیع بهتر درآمد عمل می‌کنند، پایداری و سازگاری بیشتری دارند. Halicioğlu (2008)، با استفاده از رهیافت ARDL، رابطه بین انتشار کربن، مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی در ترکیه را طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که رابطه انتشار کربن توسط مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی و همچنین رابطه درآمد مصرف انرژی و تجارت خارجی در بلندمدت برقرار است.

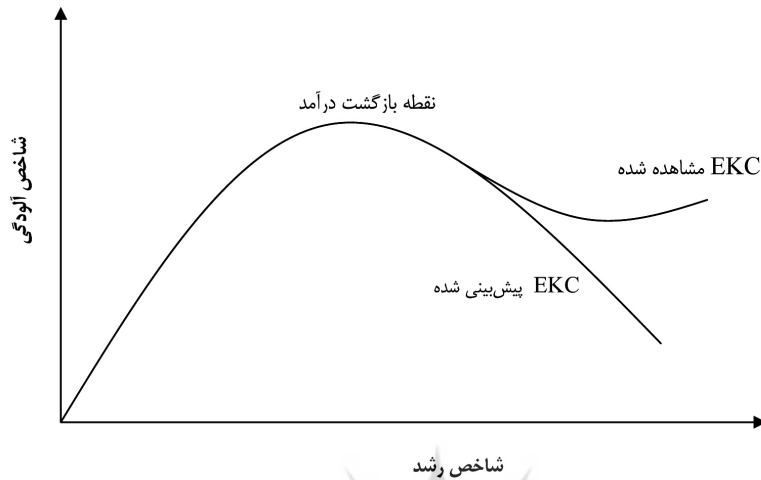
در ایران نیز مطالعات بسیاری در زمینه EKC صورت گرفته است. صادقی و سعادت (۱۳۸۳)

در مطالعه خود، به بررسی روابط علی بین رشد جمعیت، آلودگی زیست‌محیطی و رشد اقتصادی در ایران پرداختند.

در این مطالعه فرضیه کوزنتس با استفاده از روش آزمون علیت هشیائو مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد یک رابطه دوطرفه بین تخریب زیست‌محیطی و رشد اقتصادی و یک رابطه علی یک‌طرفه از رشد جمعیت به تخریب زیست‌محیطی وجود دارد. از دیگر مطالعاتی که در ایران صورت گرفته است می‌توان به مطالعه صالح و همکاران (۱۳۸۷)، فطرس و نسرین دوست (۱۳۸۸)، شرزهای و حقانی (۱۳۸۷)، ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰)، آرمن و زارع (۱۳۸۴)، نجارزاده و عباس‌محسن (۱۳۸۳)، و حسنی‌صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶) اشاره کرد.

بیان ساده فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، این است که بین برخی از شاخص‌های آلودگی زیست‌محیطی که هر شاخص کمی می‌تواند باشد، و یکی از شاخص‌های کمی رشد اقتصادی که معمولاً به صورت سطح درآمد سرانه در نظر گرفته می‌شود، رابطه‌ای به شکل U وارون وجود دارد. به عبارت دیگر بر اساس این فرضیه، با افزایش توان اقتصادی جامعه، در ابتدا مقدار تخریب زیست‌محیطی افزایش می‌یابد، اما سرانجام پس از رسیدن به سطح حداکثر آلودگی، به دلایل مختلف از جمله آگاهی جامعه نسبت به تخریب محیط و یا حرکت به سمت خدماتی‌تر شدن اقتصاد، روند نزولی منحنی آغاز خواهد شد (شکل ۱).

بر اساس آنچه ذکر شد در این مطالعه رابطه بین رشد اقتصادی و محیط‌زیست در قالب فرضیه منحنی کوزنتس مورد بررسی قرار گرفت تا بتوان بررسی کرد که «آیا رشد اقتصادی باعث افزایش کیفیت محیط‌زیست شده است یا بالعکس». البته با این تفاوت که در این مطالعه از متغیرهای متفاوتی استفاده شده است که در بخش بعدی به تفصیل شرح داده خواهند شد.



شکل ۱: منحنی زیست‌محیطی کوزنتس

### روش پژوهش

برای نمایش منحنی زیست‌محیطی کوزنتس از معادله‌های مختلفی استفاده می‌شود. در این مطالعه برای تبیین این رابطه از معادله (۱) که در بیشتر مطالعات از آن استفاده شده، بهره گرفته شد (Esmacili & Abdollahzadeh, 2009):

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t^2 + \beta_3 z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در معادله مذکور  $y$  نشان‌دهنده شاخص‌های زیست‌محیطی،  $x$  نشان‌دهنده درآمد و  $z$  مربوط به سایر متغیرهایی تاثیرگذار بر روی محیط‌زیست است که در اصطلاح متغیرهای کنترل نامیده می‌شوند. در این مطالعه از شاخص دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف نفت به‌عنوان معیاری برای نشان دادن آلودگی زیست‌محیطی استفاده شد. در مطالعات مختلف از متغیرهایی همچون GDP و یا GDP سرانه به‌عنوان معیاری برای نشان دادن رشد اقتصادی استفاده گردید (Bulte & Soest, 2001). در این مطالعه به‌دلیل بررسی فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در بخش انرژی فسیلی، شاخص ارزش‌افزوده گروه نفت به‌عنوان معیاری برای رشد اقتصادی در بخش انرژی مد نظر قرار گرفت. در معادله (۱) سه حالت وجود دارد:

۱- اگر  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  باشد، به معنی عدم وجود ارتباط بین GDP بخش نفت و

کاهش کیفیت محیط‌زیست (انتشار دی‌اکسیدکربن) در مدل است.

۲- اگر  $\beta_1 \neq 0$  و  $\beta_2 = 0$  باشند، به معنی وجود ارتباط خطی بین دو متغیر مذکور است. اگر  $\beta_1 > 0$  باشد، یک ارتباط در حال افزایش یکنواخت بین GDP بخش نفت و انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد. درحالی‌که اگر  $\beta_1 < 0$  باشد، نشان‌دهنده یک ارتباط در حال کاهش بین GDP بخش نفت و دی‌اکسیدکربن است.

۳- اگر  $\beta_1 \neq 0$  و  $\beta_2 \neq 0$  باشد، تابع درجه دو است. اگر  $\beta_1 < 0$  و  $\beta_2 > 0$  باشد، به معنی ارتباط U شکل بین GDP بخش نفت و دی‌اکسیدکربن است. درحالی‌که اگر  $\beta_2 < 0$  و  $\beta_1 > 0$  باشد، نشان‌دهنده ارتباط U شکل معکوس و دارای نقطه بازگشت می‌باشد. در این مطالعه از متغیرهای دیگری شامل قیمت نفت، تولید و مصرف داخلی نفت، جمعیت و شاخص نااطمینانی قیمت نفت به‌عنوان متغیرهای کنترل برای نمایش هر چه بهتر EKC استفاده شد. همچنین برای محاسبه متغیر نااطمینانی قیمت نفت مدل واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیون<sup>۱</sup> (ARCH) به‌کار گرفته شده است. الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) که برای بررسی منحنی کوزنتس در بخش انرژی ایران استفاده گردیده، به صورت زیر است:

$$LCO_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i LCO_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \beta_{1i} LVA_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{q2} \beta_{2i} LVA_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \beta_{3i} LUP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \beta_{4i} LOD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} \beta_{5i} LPP_{t-i} \quad (2)$$

که در آن  $LCO$ ،  $LVA$ ،  $LUP$ ،  $LOD$  و  $LPP$  به‌ترتیب نشان‌دهنده  $CO_2$  ناشی از انتشار مواد نفتی، ارزش‌افزوده حقیقی بخش نفت، معیار نوسانات قیمت نفت، تولید داخلی نفت و جمعیت است که در مدل به شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. الگوی بلندمدت برآورد گردیده نیز به‌صورت معادله (۳) می‌باشد.

$$LCO = \alpha_1 + \alpha_2 LVA^2 + \alpha_3 LVA + \alpha_4 LUP + \alpha_5 LOD + \alpha_6 LPP + \varepsilon \quad (3)$$

در این مطالعه برای آزمون هم‌جمعی متغیرها یا بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، از آزمون بنرجی، دولادو و مستر استفاده شد. برای این منظور، آماره  $t$  بر اساس رابطه (۳) محاسبه می‌شود.

1. Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity

۲. منظور کل تولید داخلی نفت است که درصد بالایی از آن صادر خواهد شد

$$t = \left( \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1 \right) \left( \sum_{i=1}^p \delta_{\hat{\alpha}_i} \right) \quad (۴)$$

که در آن  $\delta_{\hat{\alpha}}$  انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است. معیار سنجش در این روش بدین صورت است که اگر قدر مطلق  $t$  محاسباتی از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارایه شده توسط دولادو و مستر، بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). به منظور بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین انتشار دی‌اکسید کربن و سایر متغیرها از مدل تصحیح خطا استفاده شد. برای این منظور، پسماندهای حاصل از روابط همجمعی را با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول دیگر متغیرها وارد الگو نموده و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، ضرایب الگو برآورد شد. همان‌طور که اشاره شد، به منظور بررسی نوسانات قیمت نفت از روش واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو (ARCH) استفاده شد. یکی از فروض کلاسیک رگرسیون خطی، واریانس همسانی جملات اخلاخل است. این موضوع بدین معنی است که واریانس شرطی جملات اخلاخل تغییر نکند. همان‌طور که اشاره شد، در شرایط وجود واریانس ناهمسانی در سری‌های زمانی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH) به‌عنوان جایگزینی برای فرآیندهای سری زمانی معمول پیشنهاد شد.

در این روش برای یک متغیر از یک مدل اتورگرسیو استفاده می‌شود که واریانس جمله خطا، ثابت نیست. ساده‌ترین مدل واریانس شرطی مدل ARCH(q) است که توسط انگل<sup>۱</sup> برای اولین بار پیشنهاد گردید. این الگو شکلی از واریانس ناهمسانی را که واریانس خطای پیش‌بینی به مقدار جمله اخلاخل دوره قبل وابسته است، نشان می‌دهد. انگل چنین معادله‌ای را در کنار معادله میانگین شرطی ارایه داد تا از این طریق واریانس متغیر مورد نظر برآورد گردد. مدل ARCH تعمیم یافته یا GARCH توسط Bollerslev (1986) مطرح گردید. یک مدل GARCH (p,q) را به شکل زیر می‌توان نشان داد:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (۵)$$

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (۶)$$

رابطه (۱) نشان‌دهنده، معادله میانگین<sup>۲</sup> است. در واقع این معادله میانگین، به طور کلی از یک

1. Engle

2. Mean Equation



مدل اتورگرسیو میانگین متحرک تجمعی<sup>۱</sup> (ARIMA) تشکیل خواهد شد. در معادله دوم ( $h_t$ ) واریانس شرطی  $\varepsilon_t$  است. برای مدل GARCH(p,q) با مرتبه بالاتر، در صورتی واریانس شرطی به‌دست خواهد آمد که شرط زیر برقرار باشد:

$$1 - \sum_{j=1}^q \alpha_j - \sum_{j=1}^p \beta_j > 0 \quad (7)$$

لازم به ذکر است برای به‌دست آوردن مناسب‌ترین مدل GARCH از معیارهای مختلفی مانند آکائیک<sup>۲</sup> (AIC) و شوارتز بیزین<sup>۳</sup> (SBC) استفاده می‌شود. طریقه مدل‌سازی یک متغیر بر اساس روش GARCH به این صورت است که ابتدا معادله میانگین متغیر برازش خواهد شد و سپس با استفاده از جزء اخلاص این معادله و بر اساس رابطه (۶) که واریانس شرطی جزء اخلاص است، به‌دست خواهد آمد.

### تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای بررسی رابطه منحنی کوزنتس در بخش انرژی (نفت) ایران، از متغیرهای اقتصادی ارزش‌افزوده بخش نفت، دی‌اکسیدکربن منتشر شده ناشی از مصرف انرژی و سایر متغیرهای کمکی از جمله متغیر نوسانات قیمت نفت طی سال‌های ۱۳۳۹ تا ۱۳۸۸ ایران استفاده گردید. آمار و اطلاعات پژوهش از آمار و اطلاعات بانک مرکزی و بانک جهانی (WB) جمع‌آوری شد. روش پژوهش به این صورت است که ابتدا نتایج حاصل از تخمین مدل ARCH که معیاری برای نمایش نوسانات قیمت نفت به‌عنوان یکی از متغیرهای موثر در رابطه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس است، مورد بررسی قرار گرفت و سپس نتایج حاصل از تخمین مدل ARCH در کنار سایر متغیرهای موثر برای برآورد رابطه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در قالب الگوی ARDL به‌کار گرفته شد، بنابراین نتایج حاصل از این مطالعه در دو بخش متفاوت مورد بررسی قرار گرفت.

### ۱- مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت

در این مطالعه برای مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت در الگوی ARCH و کاربرد آن در مدل

1. Autoregressive Integrated Moving Average  
 2. Akaike Information Criterion  
 3. Schwarz Bayesian Information Criterion

منحنی کوزنتس، پس از تعیین رتبه ایستایی (d) سری زمانی متغیر قیمت نفت با استفاده از معیار شوارتز-بیزین (SBC)، تعداد جملات خودرگرسیون و تعداد جملات میانگین متحرک معادله میانگین متغیر قیمت نفت محاسبه و تعیین گردید. سپس بر اساس نتایج آماره شوارتز-بیزین از بین حالت‌های مختلف، فرآیند ARIMA (1,1,0) به‌عنوان بهترین حالت لحاظ گردید. این فرآیند به صورت رابطه (۴) نشان داده شد که در آن OP نمایانگر قیمت نفت است.

$$D(LOP)_t = \alpha_0 + \alpha_1 D(LOP)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

همچنین برای بررسی همبستگی سریالی مدل از آزمون ضریب لاگرانژ<sup>۱</sup> (LM) استفاده گردید که نتایج این آزمون حاکی از عدم وجود این مشکل در مدل برازش شده بود. در مرحله بعد جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس (اثرات ARCH) در مدل از آزمون ARCH-LM استفاده گردید. همان‌طور که در جدول ۱ نشان داده شده است، فرضیه صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد شده و فرضیه مقابل پذیرفته شد.

جدول ۱: نتایج آزمون ARCH-LM

احتمال	مقدار آماره	آماره
۰/۰۱۸	۴/۸۰۷	F
۰/۰۱۷۷	۴/۳۴۴	LM

با استفاده از معیارهای شوارتز-بیزین (SBC) و آکائیک (AIC) وقفه‌های مناسب مداخله تعیین شد و بهترین الگو برای نمایش نوسانات قیمت نفت الگوی GARCH (1,1) انتخاب گردید. برای بررسی تصریح مناسب الگو از آزمون جارگ-برا<sup>۲</sup> (JB) استفاده شد که نتایج آن در جدول ۲ نشان داده است.

جدول ۲: نتایج آزمون جارگ-برا جهت بررسی تصریح مدل ARCH (1)

احتمال	مقدار آماره	آماره
۰/۳۸۷	۱/۲۳۶	JB

1. Lagrange Multiplier Test  
2. Jargue-Bera

نتایج این آزمون نشان داد توزیع جملات اخلاص به صورت نرمال است، در نتیجه مدل (1,1) GARCH به درستی تصریح شده است. پس از تصریح مناسب مدل، نتایج GARCH(1,1) به صورت جدول ۳ به دست آمد.

جدول ۳: برآورد مدل ARCH (1) برای نرخ ارز

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$		
$\alpha_1$	$\alpha_0$	متغیر
۰/۱۶۸۵	۰/۲۳۷۵	مقدار ضریب
۰/۰۶۴۳	۵/۰۳۵	آماره Z

به طوری که اشاره گردید نتایج حاصل از مدل GARCH به عنوان معیاری جهت نمایش نوسانات قیمت نفت، در تخمین مدل منحنی کوزنتس استفاده شد.

## ۲- برآورد مدل یا رابطه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس

قبل از تخمین مدل نهایی ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد، ایستایی سری‌های زمانی مدل با بهره‌گیری از سه روش بررسی گردید. با توجه به نتایج به دست آمده کل متغیرها به غیر متغیر نوسانات قیمت نفت با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شدند و هر سه آماره نتایج تقریباً یکسانی را ارائه دادند (جدول ۴).

جدول ۴: بررسی ایستایی متغیرها

متغیرها	ADF	GADF	PP
CO (1)	-۷/۸۴**	-۷/۹۰**	-۷/۸۶**
PP(1)	-۷/۰۳**	-۷/۱۹**	-۳/۹۶*
UP	-۴/۰۵**	-۴/۱۴**	-۴/۰۱**
OP(1)	-۵/۷۵**	-۵/۰۰**	-۵/۷۷**
OD (1)	-۳/۹۱*	-۳/۹۲**	-۳/۶۵*
VA(1)	-۴/۲۶*	-۴/۳۵**	-۴/۲۲*

- اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده درجه تفاضل‌گیری جهت ایستا شدن متغیرهاست.

- \* و \*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ و ۵ درصد است.

در مرحله بعد با استفاده از متغیرهای یاد شده و همچنین متغیر نوسانات قیمت نفت منحنی کوزنتس در بخش نفت با استفاده از مدل ARDL تخمین زده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL از طریق معیار شوارتز- بیزین برای بررسی منحنی کوزنتس در جدول ۵ آورده شده است.

**جدول ۵: انتخاب وقفه‌های مناسب الگوی پویای ARDL (1,0,1,0,0)**

متغیر	LCO(-1)	LVA	LVA <sup>2</sup>	LVA <sup>2</sup> (-1)	LOD	LUP	LPP
ضریب	۰/۷۸**	۰/۲۸۵***	-۱/۸۶**	۰/۰۴۳	۳/۸۳	-۱/۱۷۵***	-۰/۶۳۸**
آماره t	۲/۳۱	۲/۵۲	-۲/۳۴	۱/۱۴	۰/۰۴۷	-۲/۰۹	-۲/۷۵
آماره $\bar{R}^2$	۰/۸۹	آماره F		۰/۰۰۰ [۲۱/۰۵]			
آزمون‌های تشخیص							
Serial Correlation	۰/۲۴ [۰/۸۸۶]	Normality		۰/۲۴ [۰/۶۲۳]			
Functional Form	۰/۷۸۵ [۰/۳۷۵]	Heteroscedasticity		۱/۸۶ [۰/۱۷۲]			

\* و \*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ و ۵ درصد است.  
اعداد داخل کروشه سطح معنی‌داری را نشان می‌دهد.

با توجه به آماره  $\bar{R}^2$ ، متغیرهای توضیحی ۸۹ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح خواهند داد، همچنین آماره F نشان از معنی‌داری کل رگرسیون در سطح ۹۹ درصد دارد. نتایج حاصل از آزمون تشخیص، خودهمبستگی پیاپی<sup>۱</sup> پسماندها، خطا در تصریح فرم تابعی<sup>۲</sup> مدل، نرمال بودن<sup>۳</sup> پسماندها و واریانس ناهمسانی<sup>۴</sup> نشان‌دهنده مناسب بودن الگوی مورد مطالعه، جهت بررسی روابط در بین متغیرها بوده و هیچ کدام از این فروض نقض نشده است.

در مرحله بعد با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL، وجود ارتباط درازمدت بین متغیرها آزمون شد. با مقایسه مقدار محاسباتی و کمیت بحرانی ارایه شده توسط بنرچی، دولادو و مستر در سطح ۹۰ درصد، فرضیه صفر در مدل رد و یک رابطه تعادلی درازمدت بین متغیرهای الگو تایید شد. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت در جدول ۶ نشان داده شده است.

1. Serial Correlation  
2. Functional Form  
3. Normality  
4. Heteroscedasticity

جدول ۶: ضرایب الگو در بلندمدت [ARDL(1,0,1,0,0,0)]

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار
LVA	۱۰۳/۵۴***	۰/۲۳
LVA <sup>2</sup>	-۸/۴۹**	۰/۱۵
LOD	۳۸/۶۴	۰/۲۷
LUP	-۱۴/۲۸***	۰/۲۸
LPP	۱۱۵/۴۳	۰/۳۲

\* و \*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ و ۵ درصد است

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر درازمدت آنها ارتباط می‌دهد. به‌منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش نفت و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده شد که نتایج آن در جدول ۷ آورده شده است.

جدول ۷: ضرایب الگو در کوتاه‌مدت [ARDL(1,0,1,0,0,0)]

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار
dLVA	۴۳/۵۶	۰/۱۴
dLVA <sup>2</sup>	-۱/۷۵***	۰/۰۵
dLOD	۵/۶۴	۰/۱۶
dLUP	-۳/۲۸***	۰/۲۴
dLPP	۳۴/۲۵**	۰/۰۸
ecm (-1)	-۰/۶۴***	۰/۱۵

\* و \*\* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ و ۵ درصد است.

ضریب تصحیح خطا در مدل معادل ۰/۶۴ برآورد گردید. این امر بدین معنی است که در حدود ۶۴ درصد از انحرافات مقدار دی‌اکسیدکربن از مقدار تعادلی درازمدت، پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود، لذا می‌توان گفت که سرعت تعدیل در مدل فوق نسبتاً بالاست و می‌توان به اثرگذاری سیاست‌ها در کوتاه‌مدت امیدوار بود. به عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از یک سیاست،

۱/۳ سال زمان لازم خواهد بود.

همان‌طور که نتایج نشان داد، فرضیه منحنی کوزنتس پذیرفته می‌شود. این بدان معنی است که ارتباط بین ارزش افزوده بخش نفت و انتشار دی‌اکسیدکربن را به صورت U شکل می‌توان نشان داد. منفی بودن ضریب LVA در رابطه بلندمدت حاکی از معکوس بودن این ارتباط است یا به عبارت دیگر نشان‌دهنده زنگوله‌ای شکل بودن رابطه این دو متغیر است. به عبارت دیگر، با افزایش ارزش افزوده بخش نفت تا مرحله‌ای دی‌اکسیدکربن ناشی از مواد نفتی افزایش، اما در مرحله بعدی روند نزولی خواهد داشت، به این صورت که با افزایش درآمدهای نفتی انگیزه برای کاهش اثرات زیست‌محیطی آن افزایش می‌یابد.

در ارتباط با متغیرهای کنترل، به غیر از تولید داخلی، سایر متغیرها اثر معنی‌داری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارند. از سوی دیگر نتایج نشان دادند که نوسانات قیمت نفت تاثیر معکوس و معنی‌داری بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش نفت دارد. افزایش نوسانات قیمت نفت با فرض ریسک‌گریز بودن بنگاه‌های موجود در این بخش، باعث کاهش تولید و متعاقب آن مصرف مواد نفتی خواهد شد که در نهایت کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از این مواد را در پی دارد.

بر اساس مطالعات Kaufmann *et al.* (2008) و Watkins & Strelfel (1998) شرایط عرضه نفت توسط کشورهای عضو اوپک به گونه‌ای است که نمی‌توان آن را با رابطه کلاسیک قیمت و مقدار عرضه، نمایش داد. دلیل این موضوع را می‌توان در افزایش پی‌درپی قیمت نفت در طول سال‌های اخیر دانست (Favennece, 2005). از سوی دیگر نتایج نشان دادند که ضریب تولید نفت و جمعیت در رابطه بلندمدت معنی‌دار نمی‌باشد. دلیل این امر را می‌توان در روند مصرف داخلی، صادرات و ذخیره نفت جستجو کرد.

همچنین ضریب منفی و معنی‌دار ارزش افزوده نفت حاکی از وجود نظریه کوزنتس می‌باشد. لازم به ذکر است بر اساس نتایج به‌دست آمده جمعیت و مصرف داخلی به ترتیب اثر منفی و مثبت بر انتشار دی‌اکسیدکربن خواهند داشت.

### نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از نظریه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به بررسی رابطه بین اثرات زیست‌محیطی ناشی از مصرف نفت و ارزش افزوده بخش نفت ایران پرداخته شد. به این منظور از داده‌های سالانه انتشار  $CO_2$  ناشی از مواد نفتی به‌عنوان شاخص زیست‌محیطی و از متغیرهای

ارزش افزوده حقیقی بخش نفت، تولید داخلی نفت، مصرف داخلی نفت و جمعیت به‌عنوان متغیرهای اقتصادی استفاده گردید.

نتایج حاصل حاکی از وجود نظریه کوزنتس و ارتباط زنگوله‌ای شکل ارزش افزوده بخش نفت و میزان دی‌اکسیدکربن ناشی از مواد نفتی دارد. این نتیجه در حالی است که در منابع دیگر به این موضوع اشاره شده است که بخش انرژی فرضیات منحنی کوزنتس را تأمین نمی‌نماید (پرمن و مک‌گیلری، ۱۳۸۲). لازم به ذکر است نتایج، حکایت از ارتباط معنی‌دار، اما ضعیف بین ارزش افزوده بخش نفت و دی‌اکسیدکربن انتشار یافته دارد. در این پژوهش قیمت و تولید نفت اثر معنی‌داری در انتشار دی‌اکسیدکربن نداشتند و این در حالی است که در مطالعات پیشین قیمت و تولید نفت دارای اثرات متفاوتی بر یکدیگر بوده‌اند. همچنین بر اساس یافته‌های پژوهش، نوسانات قیمت نفت تاثیر معکوس و معنی‌داری بر انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش نفت دارد، به طوری که افزایش نوسانات قیمت نفت با فرض ریسک‌گریز بودن بنگاه‌های موجود در این بخش، باعث کاهش تولید و متعاقب آن مصرف مواد نفتی خواهد شد که در نهایت کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از این مواد را در پی دارد. لازم به ذکر است کوچک بودن ضریب این متغیر در مدل حاکی از تاثیر جزئی آن دارد. در ارتباط با متغیر جمعیت، و منفی بودن ضریب این متغیر، نشان‌دهنده رابطه معکوس دی‌اکسیدکربن و جمعیت است. در صورتی که در دنیای واقعی انتظار بر این است که با افزایش جمعیت و تقاضای بیشتر برای مواد نفتی، دی‌اکسیدکربن ناشی از آنها نیز افزایش یابد. نتایج تخمین نشان‌دهنده رابطه مثبت مصرف داخلی نفت و آلودگی ناشی از آن است که در دنیای واقعی نیز انتظار بر همین است. همان‌طور که نشان داده شد فرضیه منحنی کوزنتس در بخش انرژی ایران را می‌توان پذیرفت و این بدین معنی است که با گذشت زمان با افزایش ارزش افزوده نفت، میزان آلودگی ناشی از مواد نفتی روندی کاهشی خواهد داشت.

## منابع

### الف) فارسی

- ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر. (۱۳۸۰). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران. *دانش و توسعه*، جلد ۱، شماره ۱۴، صفحات ۴۶-۱۱.
- آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله. (۱۳۸۴). بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در

- ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶. پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۶، شماره ۲۱، صفحات ۱۷۱-۱۴۳.
- پرمن، راجر، مایو، و مک‌گیلری، جیمز. (۱۳۸۲). *اقتصاد محیط‌زیست و منابع طبیعی*. ترجمه حمیدرضا ارباب. تهران: نشر نی. صفحات ۵۲۲-۵۷.
- حسینی صدآبادی، محمد، عمادالاسلام، حسین و هدیه، علی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه علی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی (ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۰). *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، سال ۷، شماره ۲۴، صفحات ۵۸-۳۱.
- شرزه‌ای، غلام‌علی و حقانی، مجید. (۱۳۸۷). بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد ملی با تأکید بر نقش مصرف انرژی. *تحقیقات اقتصادی*، جلد ۴۴، شماره ۸۷، صفحات ۹۰-۷۵.
- صادقی، حسین و سعادت، رحمان. (۱۳۸۳). رشد جمعیت، رشد اقتصادی و اثرات زیست‌محیطی در ایران (یک تحلیل علی). *تحقیقات اقتصادی*، سال ۹، شماره ۳۶، صفحات ۱۸۰-۱۶۳.
- صالح، ایرج، شعبانی، زهره سادات، باریکانی، سیدحامد و یزدانی، سعید. (۱۳۸۷). بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران (مطالعه موردی گاز دی‌اکسیدکربن). *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۷، جلد ۶۶، صفحات ۴۱-۱۹.
- فطرس، محمدحسن و نسرین‌دوست، میثم. (۱۳۸۸). بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹. *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۶، شماره ۲۱، صفحات ۱۳۵-۱۱۳.
- نجاززاده، رضا و عباس‌محسن، اعظم. (۱۳۸۳). رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران. *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۱، جلد ۲، صفحات ۸۰-۶۱.
- نوفروستی، محمدحسن. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. چاپ اول. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا. صفحات ۹۰-۵۰.

### ب) لاتین

- AbdelSabour, S. A. (2005). Quantifying the external cost of oil consumption within the context of sustainable development. *Energy Economics Journal*, 33(6), 809-813.
- Berkes, F. (1989). *common property resources: Ecology and community-based sustainable development*. London: Belhaven Press. pp. 48-55.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327
- Bulte, E. H., & Soest, D. P. (2001). Environmental degradation in development countries: Households and the (reverse) environmental Kuznets curve. *Journal of Development Economics*, 65(1), 225-235.
- Coondoo, D., & Dinda, S. (2006). Income and emission: A panel-data based co-integration analysis. *Ecological Economics*, 57(2), 167-181.
- Esmaili, A., & Abdollahzadeh, N. (2009). Oil exploitation and the environmental Kuznets curve. *Energy Policy*, 37(1), 371-374.



- Favennece, J. P. (2005). Oil and natural gas supply for Europe. *Catalysis Today*, 106(2005), 2-9.
- Friedl, B., & Getzner, M. (2003). Determinants of  $CO_2$  emission in a small open economy. *Ecological Economics*, 45(1), 133-148.
- Grossman, G. M., & Kruger, A. B. (Eds. ). (1991). *Environmental impact of North American free trade agreement*. The US-Mexico Free Trade Agreement. Cambridge, MA.:MIT Press. pp. 2-25.
- Halicioglu, F (2008). *An econometric study of  $CO_2$  emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey*. MPRA Paper, No. 11457. pp. 33-148.
- Iwata, H., Okada, K., & Samreth, S. (2010). Empirical study on the environmental Kuznets curve for  $CO_2$  in France: The role of nuclear energy. *Energy Policy*, 38(3), 4057-4063.
- James, K. G. (2007). Global inequality and global macroeconomics. *Journal of Policy Modeling*, 29(4), 587-607.
- Kaufmann, R. K., Bradford, A., Belanger, L. H., Mclaughlin, J. P., & Miki, Y. (2008). Determinants of OPEC production: Implications for OPEC behavior. *Energy Economics*, 30(1), 333-351.
- Kraft, J.A (1978). On the relationship between energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, 3(1), 401- 403.
- Managi, S., & Jena, P. R. (2008). Environmental productivity and Kuznets curve in India. *Ecological Economics*, 65(2), 432-440.
- Neumayer, E. (2002). Can natural factors explain any cross-country difference in carbon dioxide emission. *Energy Policy*, 30(1), 7-12.
- Roca, J. A. V. (2001). Energy intensity,  $CO_2$  emission and the environmental Kuznets curve: The Spanish case. *Energy Policy*, 29(7), 553-556.
- Shafik, N., Bandyopadhyay, S. (1992), *Economic growth and environmental quality: Time series and cross- country Evidence*. The World Bank, Working Paper Series WP - 904.
- Soytaş, U., Sari, R., Bradley, T. E. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(1), 482-489.
- Stern, D. I. (2000). A multivariate co-integration analysis of the role of energy in the US. macro economy. *Energy Economics*, 22(2), 267-283.
- Watkins, G. C., &Strelfel, G. G. (1998). World crude oil supply: Evidence from estimating supply functions by country. *Journal of Energy Finance & Development*, 3(1), 23-48.