



## بررسی عوامل تأثیر گذار بر انتشار گاز دی اکسید کربن در بخش کشاورزی ایران

سپیده امیر تیموری\*<sup>۱</sup>، صادق خلیلیان<sup>۲</sup>، سید حبیب الله موسوی<sup>۳</sup>

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

۲- دانشیار رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

۳- استادیار رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

[sepidehamirtaimoori@yahoo.com](mailto:sepidehamirtaimoori@yahoo.com)

### چکیده

کشاورزی یک منبع مهم انتشار گازهای گلخانه‌ای است. به طوری که در سال ۱۳۹۰، به میزان ۵۷/۷٪ از انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران مربوط به بخش کشاورزی بوده است. دی اکسید کربن، عمده‌ترین گاز تشکیل دهنده‌ی گازهای گلخانه‌ای است که سبب بروز پدیده تغییر آب و هوا و گرمایش جهانی شده است. از این رو، بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت محیط زیست حائز اهمیت است. لذا در این مطالعه به بررسی اثرات رشد بخش کشاورزی، مصرف انرژی در این بخش و باز بودن تجاری بر انتشار گاز دی اکسید کربن پرداخته شده است. بدین منظور از روش VAR و داده‌های سری زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۹ استفاده شد. نتایج نشان داد که متغیرهای مذکور در کوتاه مدت، تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار این گاز در بخش کشاورزی دارند، با این حال در بلندمدت، مصرف انرژی در بخش کشاورزی و باز بودن تجاری تأثیر مثبت و معنادار و رشد بخش کشاورزی تأثیر منفی و معناداری بر انتشار این گاز دارد.

**کلمات کلیدی:** انرژی، رشد بخش کشاورزی، باز بودن تجاری، دی اکسید کربن.



## مقدمه

طی چند دهه اخیر، مسائل زیست محیطی به دلیل افزایش گازهای گلخانه‌ای اهمیت زیادی در سیاست‌گذاری‌های ملی و جهانی داشته است. هرچند افزایش گازهای گلخانه‌ای مثل CO، NOx و SO<sub>2</sub>، باعث بارش باران‌های اسیدی، بروز مخاطرات بهداشتی و سلامتی برای انسان و سایر موجودات عمدتاً در سطح ملی و منطقه‌ای گردیده است، انتشار CO<sub>2</sub> کل کره زمین را تحت الشعاع قرار می‌دهد. افزایش CO<sub>2</sub> باعث به وجود آمدن پدیده تغییرات آب و هوایی و گرمایش جهانی، آسیب دیدن لایه اوزون و ذوب شدن یخ‌های قطبی شده است. به این دلیل افزایش CO<sub>2</sub> در هر کشوری که روی دهد، همه‌ی کشورهای جهان را متأثر خواهد ساخت.

در کشورهای در حال توسعه، معمولاً بخش کشاورزی گستردگی و اهمیت خاصی دارد؛ زیرا از یک سو اشتغال‌زاست و از سوی دیگر تأمین‌کننده مواد غذایی برای افراد و مواد اولیه برای صنایع تبدیلی است (Abrishami, 1996). این بخش در اقتصاد ایران نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و یکی از توانمندترین بخش‌های اقتصاد کشور و تأمین‌کننده بیش از یک پنجم تولید ناخالص داخلی، یک پنجم اشتغال، بیش از چهار پنجم نیازهای غذایی و بیش از یک چهارم صادرات غیرنفتی است (Amirtaimoor & Khalilian, 2007).

کشاورزی و محیط زیست ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند. کشاورزی یک منبع مهم انتشار گازهای گلخانه‌ای است. در فرآیند تولید محصولات کشاورزی، گازهای گلخانه‌ای به دلیل بهره‌برداری‌های نامناسب از زمین و کود شیمیایی، پرورش دام و استفاده از انرژی‌های فسیلی، منتشر می‌شوند. به طوری که در سال ۱۳۹۰، حدود ۵۷/۷٪ از گازهای گلخانه‌ای منتشر شده در ایران مربوط به بخش کشاورزی بوده است (ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۰).

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی از یک طرف و آثار مخرب انتشار گاز دی‌اکسید کربن از طرف دیگر، هدف این مطالعه بررسی تأثیر عوامل موثر بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۸۹-۱۳۵۲ است.

## مروری بر مطالعات

Tamazian و همکاران (۲۰۰۹)، اهمیت شاخص‌های پیشرفت مالی بر روی آلودگی را بررسی کردند. آن‌ها مطرح کردند که پیشرفت مالی می‌تواند منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر در پروژه‌های زیست محیطی شود. تحلیل و بررسی آن‌ها بر روی کشورهای BRIC (برزیل، روسیه، هند و چین) نشان می‌دهد که افزایش سرمایه‌گذاری‌های خارجی منجر به کاهش انتشار CO<sub>2</sub> می‌شود.

Groosman & Krueger (۱۹۹۳) با استفاده از فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) به بررسی رابطه بین شاخص‌های محیطی و انتشار دی‌اکسید کربن پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه U شکل معکوس میان شاخص‌های متفاوت محیطی و انتشار کربن وجود دارد.

Zaman و همکاران (۲۰۱۱)، به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و فاکتورهای پیشرفت از جمله انتشار دی‌اکسید کربن، ارزش افزوده صنعت، ارزش افزوده کشاورزی و غیره طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۰ در کشور پاکستان



پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه دوطرفه میان انتشار دی‌اکسید کربن و تقاضای انرژی و یک رابطه یک طرفه میان تقاضای انرژی و رشد آلودگی وجود دارد.

Fatai و همکاران (۲۰۰۴) به بررسی رابطه علیت گرانجری بین مصرف انرژی و رشد تولید واقعی در کشورهای نیوزلند و استرالیا در طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین مصرف نفت، گاز و ذغال‌سنگ با تولید ناخالص داخلی واقعی رابطه علیت گرانجری وجود ندارد و این متغیرها نسبت به هم خنثی هستند اما از سوی دیگر یک رابطه علیت گرانجری یک طرفه از تولید ناخالص داخلی واقعی به کل مصرف نهایی انرژی و مصرف انرژی در بخش صنعت وجود دارد.

Soytas و همکاران (۲۰۰۷) به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی، درآمد و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن برای کشورهای G-7 پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که افزایش درآمد علت انتشار گاز دی‌اکسید کربن در آمریکا نیست و مصرف انرژی علت انتشار گاز دی‌اکسید کربن می‌باشد، پیشنهاد آنها حاکی از آن بود که کنترل درآمد به تنهایی نمی‌تواند راه‌حلی برای حل مشکل حفظ محیط زیست باشد.

شرزه‌ای و حقانی (۱۳۸۸)، به بررسی رابطه‌ی علیت بین مصرف انرژی، درآمد ملی و انتشار کربن به همراه عواملی مانند نیروی کار و سرمایه پرداختند. با بکارگیری آزمون علیت گرانجر و استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۸۴-۱۳۵۳، به این نتیجه رسیدند که رابطه علیت یک طرفه‌ای از درآمد ملی به مصرف انرژی وجود دارد، اما رابطه‌ی علیت میان درآمد و انتشار کربن مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. لذا، نتیجه گرفتند که افزایش درآمد ملی طی دوره‌ی مورد مطالعه‌شان تأثیری بر میزان انتشار کربن در ایران نداشته است.

صالح و همکاران (۱۳۸۸)، با بکارگیری آزمون علیت گرانجر، علیت هیسائو و روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، به بررسی و برآورد رابطه بین انتشار گاز دی‌اکسید کربن و میزان تولید ناخالص داخلی واقعی ایران طی سال‌های ۱۳۳۹ تا ۱۳۷۸ پرداختند. نتایج به دست آمده وجود یک رابطه‌ی یک طرفه از حجم گاز دی‌اکسید کربن بر تولید ناخالص داخلی را نشان داده است.

Tunc و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از رویکرد تجزیه و با بکارگیری شاخص دیویزیای میانگین لگاریتمی، انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی را برای کشور ترکیه تحلیل کرد. آن‌ها اقتصاد را به سه بخش عمده (کشاورزی، صنعت و خدمات) و منابع انرژی را در چهار گروه (سوخت‌های جامد، مواد نفتی، گاز طبیعی، الکتریسیته) تقسیم کردند و با استفاده از داده‌های ۲۰۰۶-۱۹۷۰ نشان دادند که ترکیب اصلی تعیین‌کننده‌ی تغییرات در انتشار  $CO_2$ ، فعالیت اقتصادی است. با این‌که تغییرات مهمی در ساختار اقتصادی ترکیه طی دوره‌ی مورد بررسی رخ داده، اما اثر ساختاری، نقش مهمی در تغییرات انتشار  $CO_2$  نداشته است، هر چند که اثر شدت انرژی نسبتاً با اهمیت بوده است.

فرضیه‌ها:

۱. مصرف انرژی رابطه مستقیمی با انتشار دی‌اکسید کربن دارد.



۲. رشد بخش کشاورزی رابطه مستقیمی با انتشار دی اکسید کربن دارد.

## مواد و روش‌ها

آنچه که در این تحقیق مد نظر است، بررسی رابطه بین مصرف انرژی، رشد بخش کشاورزی، باز بودن تجاری و انتشار گاز دی اکسید کربن در بخش کشاورزی در ایران می‌باشد. برای بررسی رابطه علیت، تکنیک‌های مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از این روش‌ها، روش خود توضیح برداری<sup>۱</sup> (Var) است که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش تمامی متغیرها درونزا در نظر گرفته و مقدار یک متغیر به صورت تابع خطی از مقادیر گذشته و تمامی متغیرهای موجود بیان می‌شود (Gujarati, 2004).

متدولوژی VAR تا اندازه زیادی به معادلات همزمان<sup>۲</sup> شباهت دارد، جز این که در معادلات همزمان برخی متغیرها درونزا و برخی برونزا یا از پیش تعیین شده هستند ولی در مدل VAR این طور نیست. مدل معادلات همزمان مورد انتقاد شدید کریستوفر سیمز قرار گرفت. به عقیده وی اگر بین مجموعه‌ای از متغیرها همزمانی وجود دارد این همزمانی در تمام متغیرها یکسان است. مدل VAR به وسیله سیمز در سال ۱۹۸۰ پیشنهاد شد که در آن تمامی متغیرها را می‌توان به صورت درونزا در نظر گرفت. دلیل انتخاب مدل VAR برای این پژوهش به این منظور بوده است که این الگو رابطه بلندمدت بین متغیرها را تعیین می‌کند و از طرفی توانایی توضیح روابط کوتاه مدت بین متغیرها را نیز دارد و در نهایت رابطه VAR در راستای ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها است.

اگر فرض کنیم دو سری زمانی داریم برای آن مدل VAR را می‌توان به صورت زیر ارائه نمود:

$$(1) Y_t = \beta + \sum_{j=1}^n \lambda_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \sigma_i Y_{t-i} + u_{2t}$$
$$(2) X_t = \alpha + \sum_{j=1}^n B_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_i Y_{t-i} + u_{1t}$$

یکی از خصوصیات مدل‌های خودرگرسیون پایه غیر تئوریک آنها است که به این دلیل برای ساخت مدل به این روش نیازی به مبانی نظری نیست. اولین مرحله در برآورد این مدل بررسی مانایی<sup>۳</sup> متغیرهای سری زمانی است. اگر متغیرها مانا شدند که مسأله ای وجود ندارد ولی اگر نامانا بودند، باید مشخص شود همبسته از چه درجه‌ای هستند که این مورد به وسیله آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) صورت می‌گیرد. اگر آماره دیکی فولر کمتر از مقدار محاسبه شده باشد متغیرها مانا یا همبسته از درجه صفر I(0) هستند. اگر متغیرها با یک تفاضل - گیری مانا شوند همبسته از درجه یک I(1) می‌باشند. اگر همه متغیرهای مدل ساکن بودند و یا همبسته از درجه یک بودند مرحله بعدی تست خودهمبستگی به وسیله آزمون یوهانسون است. فرض می‌کنیم مدل VAR به صورت زیر داریم:

---

1. Vector Auto Regression  
2. Simultaneous Equations  
3. Stationary



$$(۳) X_T = \mu + \pi_1 X_{t-1} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$t=1, 2, 3, \dots, T$$

که در آن  $\varepsilon_t$  جمله اخلاص گوسی دارای توزیع مشخص و مستقل است، چون  $X_t$  نامانا است، می توان معادله بالا را به صورت زیر نوشت:

$$(۴) \Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

که در آن

$$(۵)$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), i=1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \quad (۶)$$

همانطور که مشاهده می شود، معادله ۶ مانند تفاضل مرتبه اول مدل VAR است، به جز جمله  $\Pi X_{t-k}$ .

ماتریس ضرایب  $\Pi$  اطلاعاتی در مورد ارتباط بلند مدت بین متغیرها دارند. سه نتیجه گیری می توان اتخاذ نمود:

۱. اگر رتبه  $\Pi$  برابر با  $P$  باشد ماتریس  $\Pi$  رتبه کامل دارد و بردار ضرایب  $X_t$  مانا هستند.
۲. اگر رتبه  $\Pi$  برابر با صفر باشد ماتریس  $\Pi$  ماتریس صفر است و معادله بالا مانند مدل های سری زمانی تفاضل گرفته است.
۳. اگر  $0 < r < p$  آن گاه  $r$  بردار خودهمبستگی وجود دارد که  $\Pi = \alpha \beta'$  که در آن  $\alpha$  و  $\beta$  ماتریس های  $p \times r$  هستند.

بردارهای خودهمبستگی  $\beta$  این مزیت را دارند که حتی اگر  $X_t$  مانا نباشد  $\beta' X_t$  مانا است. در این صورت معادله شماره ۴ می تواند به صورت یک مدل تصحیح خطا باشد.

## نتایج

در این مطالعه اثر سه متغیر رشد بخش کشاورزی، مصرف انرژی و باز بودن تجاری بر انتشار گاز دی اکسید کربن در بخش کشاورزی ایران بررسی شده است. به دلیل سری زمانی بودن متغیرهای مدل، لازم است به منظور ارائه استنباطات صحیح، ابتدا از مانایی این متغیرها در طول زمان اطمینان یافت. لذا آزمون نه مرحله ای مانایی و آزمون پرون به منظور بررسی شکست ساختاری انجام گرفت. نتایج نشان داد که کلیه متغیرها با یک بار تفاضل-گیری مانا می شوند.

برای بررسی تعیین طول وقفه بهینه از معیار آکائیک استفاده شد. معادله ای که از لحاظ جبری، کمترین مقدار معیار آکائیک را داشت؛ به عنوان معادله بهتر انتخاب شد و وقفه بهینه ۲ بدست آمد.

در راستای بررسی و تعیین بردارهای همگرایی و سپس تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوها از روش یوهانسون استفاده شد. نتایج در جدول های شماره ۱ و ۲ آورده شده است.



### جدول ۱- تعیین درجه همبستگی و انتخاب مدل براساس آزمون تریس

R	آماره آزمون تریس	۵٪ مقدار بحرانی
۰	۹۷/۱۵	۶۴/۵۲

### جدول ۲- تعیین درجه همبستگی و انتخاب مدل براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه

R	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	۵٪ مقدار بحرانی
۰	۵۱/۱۱	۳۱/۴۵
۱	۳۱/۴۹	۲۴/۵۲

براساس جدول‌های ۱ و ۲ مشاهده می‌شود که در آزمون هم‌انباشتگی براساس آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، ۱ بردار هم‌جمعی در سطح ۵٪ وجود دارد؛ بنابراین مدل (VECM) برآورد گردید. نتایج بلندمدت حاصل از مدل VECM در جدول شماره ۳ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت تغییرات متغیرهای رشد بخش کشاورزی (R)، مصرف انرژی (Energy) و باز بودن تجاری (Open) با یک وقفه بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن ( $CO_2$ ) تأثیر گذار هستند. مصرف انرژی اثر معنی‌دار و مستقیمی را بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن نشان می‌دهد. افزایش مصرف انرژی در بخش کشاورزی باعث می‌شود که میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده‌ها در بخش کشاورزی افزایش پیدا کند. رشد بخش کشاورزی اثر معنی‌دار و معکوسی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن داشته است. رشد بخش کشاورزی سبب می‌شود استفاده از تکنولوژی‌های پیشرفته و مصرف انرژی کاهش پیدا می‌کند که این خود سبب کاهش انتشار گاز دی‌اکسید کربن می‌شود. باز بودن تجاری اثر معنی‌دار و مستقیمی را بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد.

### جدول ۳- نتایج تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها (متغیر وابسته $CO_2$ )

متغیر	ضرایب	آماره t
R(-1)	-۰/۰۰۳۲	-۴/۹۲
Energy(-1)	۱/۸۹	۳/۵۲
Open(-1)	۰/۰۱۸	۴/۲۱
C	۲۵/۱۷	



جدول ۴ نتایج کوتاه مدت برآورد مدل را نشان می‌دهد. نتایج کوتاه مدت نیز در تأیید نتایج بلند مدت می‌باشد، به طوری که در کوتاه مدت نیز متغیرهای رشد بخش کشاورزی، مصرف انرژی و باز بودن تجاری اثر معنی‌دار و مستقیم بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد. ضریب جمله تصحیح خطا ((-۱) ECT)، در سطح ۱٪ معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) بوده است. ضریب ECM در معادله نشان‌دهنده سرعت تعدیل است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۱۰- می‌باشد. به این معنی که حدود ۱۰ درصد انحرافات (نبود تعادل) از مقادیر بلندمدت متغیر وابسته پس از گذشت یک دوره از بین رفته می‌رود. از آنجا که مقدار آن کم است روند تعدیل کند صورت می‌گیرد، اما می‌توان به روند تعدیل اعتماد کرد. این الگو نوسان‌های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد.

**جدول ۴- نتایج تخمین کوتاه مدت مدل (متغیر وابسته CO<sub>2</sub>)**

متغیرهای مستقل	ضرایب	متغیرهای مستقل	ضرایب
D(R(-۱))	۰/۱۱ (۱/۹۲)	D(R(-۲))	۰/۱۷ (۳/۵۲)
D(Energy(-۱))	۰/۱۸ (۱/۹۵)	D(Energy(-۲))	۰/۰۸ (۲/۴۲)
D(Open(-۱))	۰/۰۰۱۱۵ (۱/۸۷)	D(Open(-۲))	۰/۰۰۰۰۳۱ (۳/۱۸)
C	۱/۱۸ (۳/۷۱)	ECM	-۰/۱۰ (-۱/۹۲)

باتوجه به نتایج تحقیق، فرضیه‌ها مورد تایید قرار گرفتند.

### بحث و نتیجه‌گیری

براساس یافته‌های تحقیق، افزایش مصرف انرژی منجر به افزایش دی‌اکسید کربن می‌شود. در این راستا، استفاده از تکنولوژی‌های با استاندارد بالا که مصرف انرژی کمتری دارند، می‌تواند به طور قابل توجهی مصرف انرژی را در بخش کشاورزی کاهش داده و منجر به کاهش انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود. همچنین در زمینه صرفه‌جویی در بخش انرژی بایستی کارهای فرهنگی و تبلیغاتی انجام بگیرد.

یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که باز بودن تجاری تأثیر مثبتی بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد. بنابراین اگر هدف کاهش میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن باشد، تغییر ترکیب کالاهای تجاری کشور به سمت کالاهایی که آلودگی کمتری در فرآیند تولید آن‌ها ایجاد می‌شود، می‌تواند به طور قابل توجهی منجر به کاهش انتشار این گاز در کشور شود.



## منابع

۱. ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۰.
۲. شرزهای، غ و حقانی، م (۱۳۸۸). «بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد ملی، با تأکید بر نقش مصرف انرژی». مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۷، صفحات ۷۵-۹۰.
۳. صالح، ا و شعبانی، ز و باریکانی، ح و یزدانی، س (۱۳۸۸). «بررسی رابطه‌ی علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران (مطالعه‌ی موردی گاز دی‌اکسید کربن)». اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۷، شماره‌ی ۶۶، صفحات ۴۱-۱۹.
4. Abrishami, H. (1996). Iran economic, Corporation of Cultural and Scientific Publication. Tehran.
5. Amirtemouri, S. and Khalilian, S. (2007). The growth of total factors productivity of agricultural sector in iran and its perspective in the fourth development plan. *Agricultural Economic and Development Quarterly*, 59:37-52.
7. Fatai, K, Oxley, L. & Scrimgeour, F.G. (2004). Modeling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and Thailand, *Mathematics and Computer in Simulation*, 64: 43-445.
8. Grossman, M.G., Krueger, A. B., 1993. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. In: Garber, P. (ED.), *The U.S.-Mexico Free Trade Agreement*. MIT Press. Cambridge. MA, pp. 165-177.
9. Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*, Fourth Edition. The McGraw-Hill Companies.
10. Soytaş, U., Sari, R. & Ewing, B. (2007). Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United State, *Ecological Economics*, 482-489.
11. Tamazian, A., Chousa, J.P., Vadlamannati, K.C., 2009. Does higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from BRIC Countries. *Energy Policy* 37, 246-253.
12. Tunc, G.I. & Turut-Asik, S. & Akbostanci, E.(2009) “ A Decomposition Analysis of CO2 Emissions from Energy Use: Turkish Case” *Energy Policy* 37, 4689-4699.
13. Zaman, K., Khan, M.M., Saleem, Z., 2011. Bivariate Cointegration between Energy Consumption and Development Factors: a Case Study of Pakistan. *International Journal of Green Energy* 8 (8), 820-833.