فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هشتم / شماره‌ی ۳۱/ زمستان ۱۳۹۰/ صفحات ۱۴۴- ۱۲۱

رابطه‌ی بین مصرف برق، انتشار آلاینده‌ها و تولید ناخالص داخلی؛ مقایسه بین کشورهای کم درآمد و پردرآمد

علی قنبری*

عضو هیأت علمی گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس dr_alighanbari@yahoo.com

سمانه خاکسارآستانه

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه تربیت مدرس saman.astaneh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۰/۴/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۲۸

چکیده

در نظام تولیدی اقتصاد، تنها بخشی از انرژی وارد شده به سیستم، منجر به تولید می‌شود و بقیه‌ی آن به صورت آلاینده‌ها به محیط باز می‌گردد. موضوع آلودگی و حفاظت از محیط‌زیست یک مسئله جهانی است، که امروزه حتی در امور سیاسی کشورها هم وارد شده است. سوخت‌های اولیه و مورد نیاز نیروگاه‌ها در جریان تبدیل به انرژی سبب متصاعدشدن آلاینده‌هایی به محیط زیست پیرامون شده و خسارت‌های قابل توجهی را وارد می‌کنند. بدین منظور، در این مطالعه ابتدا با استفاده از تکنیک هم انباشتگی پانلی، رابطه‌ی بین مصرف برق، انتشار آلاینده‌ها و تولید ناخالص داخلی در کشورهای کم درامد و پردرامد طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۶ مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه‌ی هم انباشتگی بین مصرف برق، آلودگی و تولید ناخالص داخلی وجود دارد. بر اساس نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل با استفاده از روش خودرگرسیون برداری، سئوال‌های تحقیق مبنی بروجود رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در میان گروه کشورهای مورد مطالعه و تفاوت این رابطه در میان این گروه از کشورها را نمی‌توان منفی ارزیابی کرد.

طبقه‌بندی JEL: Q53, Q49

کلید واژه: تولید ناخالص داخلی، مصرف برق، انتشار Co2، الگوی خود رگرسیون برداری، آزمون هم انباشتگی پانلی، آزمون جهت علیت TY.

---

*- نویسنده مسئول

۱- مقدمه

اجزای مهم تشکیل دهنده‌ی هر ارگانیسمی را انرژی و مواد وارد شده به آن، ستانده‌ی حاصل از آن و پسماند ایجاد شده از فعالیت آن تشکیل می‌دهند. قانون دوم ترمودینامیک، رابطه‌ی بین این سه متغیر را این گونه بیان می‌کند که تنها بخشی از انرژی وارد شده به سیستم، تبدیل به ستانده می‌شود و بقیه‌ی آن به صورت پسماند به محیط برمی‌گردد. در نظام تولیدی اقتصاد هم تنها بخشی از انرژی وارد شده به سیستم، منجر به تولید (و در نتیجه رشد اقتصادی) می‌شود و بقیه‌ی آن به صورت آلاینده‌ها به محیط باز می‌گردد (فطرس، ۱۳۸۵).

موضوع آلودگی و حفاظت از محیط زیست یک مسئله‌ی جهانی است، که امروزه حتی در امور سیاسی کشورها هم وارد شده است. تمام کشورها از کشورهای صنعتی و پیشرفته گرفته تا کشورهای در حال توسعه، همه باید در امر کنترل آلودگی سهیم باشند، چرا که آلودگی یک اثر جانبی سیال است و از یک مکان به مکان دیگر انتقال می‌یابد، لذا اثر منفی آن شامل همگان می‌شود.

نیروگاه‌های تولیدکننده‌ی برق یکی از مهم‌ترین محورهایی هستند که اقتصاد کشور با تکیه بر آن‌ها توسعه می‌یابد. سوخت‌های اولیه و مورد نیاز نیروگاه‌ها در جریان تبدیل به انرژی سبب متصاعدشدن آلاینده‌هایی به محیط زیست پیرامون شده و خسارات قابل توجهی را به کشاورزی، محیط زیست و به ویژه سلامت انسان وارد می‌کنند.

مروری بر ادبیات رشد اقتصادی نشان می‌دهد که در مدل‌های رشد اولیه مانند مدل رشد هارود-دومار و مدل رشد سولو، سرمایه و نیروی کار به عنوان عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند ولی امروزه علاوه بر کار و سرمایه، انرژی نیز به‌عنوان یکی از عوامل مهم و مؤثر در توابع تولید و الگوهای رشد منظور می‌شود. به طور متعارف بین میزان استفاده از این عوامل و نهاده‌ها با سطح تولید رابطه‌ی مستقیم وجود دارد، ولی شواهد تجربی و یافته‌های متفاوتی در خصوص رابطه‌ی عینی مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی توسط محققان گزارش شده است. از سوی دیگر تغییر و تحولات فناوری و نیز افزایش یا کاهش سهم حامل‌های مختلف انرژی در ساختارهای اقتصادی، می‌تواند روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متعارفی را بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی ایجاد کند. امروزه انسان بیش از پیش وابسته به انرژی و به ویژه انرژی الکتریسیته شده است، به طوری که اگر انرژی الکتریسیته را زیربنای تمام تحولات قرن جدید دانست، چندان دور از ذهن نیست. برای این منظور در مقاله‌ی حاضر تلاش شده

است رابطه‌ی بین مصرف برق، انتشار آلاینده‌ها و تولید ناخالص داخلی کشورهای کم درامد و پر درامد طی دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۷۶ مورد بررسی قرار گیرد.

هدف از این مطالعه علاوه بر بررسی رابطه‌ی بین مصرف برق، انتشار الاینده‌ها و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب، بررسی جهت علیت بین انتشار آلاینده‌ها (آلودگی) و تولید ناخالص داخلی است. هم‌چنین با انجام این مطالعه به پرسش‌های مطرح شده در ذیل پاسخ داده می‌شود:

- آیا رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در میان کشورهای منتخب متفاوت است؟
- رابطه‌ی مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منتخب چگونه می‌باشد؟
- آیا مصرف برق علت انتشار دی اکسیدکربن می‌باشد؟
- رابطه‌ی تولید ناخالص داخلی و انتشار دی اکسیدکربن در میان دو گروه کشورها چگونه است؟

بدین ترتیب در بخش ۲، مطالعات تجربی، بخش ۳، روش شناسی تحقیق، بخش ۴، یافته های تحقیق و بخش ۵، نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه می گردد.

۲- مطالعات تجربی

هرچند در مطالعاتی که در داخل انجام گرفته، به طور صریح رابطه‌ی بین مصرف برق و آلودگی و تولید ناخالص داخلی لحاظ نشده است، ولی مطالعات متعددی در زمینه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در داخل و خارج از کشور وجود دارد، که در ادامه خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در این زمینه آورده شده است.

نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳)، در مقاله‌ای با عنوان رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران، به بررسی رابطه‌ی علیت بین مصرف حامل‌های انرژی (نفت، گاز و برق) و رشد بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت، حمل و نقل و خدمات) در ایران، با استفاده از آزمون علیت هیسائو طی دوره‌ی زمانی ۸۱-۱۳۵۰ پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که یک رابطه‌ی علیت دوطرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران وجود دارد.

بهبودی و اصغرپور (۱۳۸۷)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی مصرف برق و رشد اقتصادی ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۴۶ پرداخته‌اند. در این راستا از آزمون هم جمعی جوهانسن-جوسیلیوس و انگل-گرنجر، برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف برق و

رشد اقتصادی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی بلندمدت و مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی ایران وجود دارد و افزایش مصرف حامل‌های انرژی، موجبات رشد بخش‌های اقتصادی را فراهم می‌کند و از سوی دیگر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی کشور موجب رشد افزایش مصرف حامل‌های انرژی می‌شود.

بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته پرداخته‌اند. به منظور انجام این مطالعه در طی دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۷۰ از آزمون‌های ریشه‌ی واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانلی و حداقل مربعات ادغام شده استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی هم انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت در بین کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته وجود دارد، هر چند که این دو بردار با هم متفاوتند، هم چنین طی دوره‌ی مورد بررسی، کشورهای توسعه یافته از نظر مصرف انرژی در سطح بالاتری نسبت به کشورهای در حال توسعه قرار داشته و میزان اثرگذاری بلندمدت مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی این کشورها کم‌تر از کشورهای در حال توسعه بوده است.

فطرس و نسرین دوست (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه‌ی آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره‌ی ۸۳-۱۳۵۹ پرداخته‌اند.آن‌ها در این مطالعه از روش تودا-یاماموتو برای بررسی علیت متغیرها استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سه رابطه‌ی علّی یک طرفه، الف) از نشر دی اکسید کربن به درآمد سرانه، ب) از نشر دی اکسید کربن به سرانه‌ی مصرف انرژی و پ) از سرانه‌ی مصرف انرژی به آلودگی آب وجود دارد.

هاتزیژئوریو و همکاران[1] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی رابطه‌ی علیت بین تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی و انتشار دی اکسید کربن در یونان به وسیله‌ی آزمون‌های هم جمعی جوهانسن و علیت گرنجر پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی به شدت انرژی، از تولید ناخالص داخلی به انتشار دی‌اکسیدکربن و یک رابطه‌ی دو طرفه بین انتشار دی‌اکسیدکربن و شدت انرژی برقرار است.

ازترک و همکاران[2] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های پانل به مقایسه‌ی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بین کشورهای کم درآمد و متوسط درآمد

1- Hatzigeorgiou et al.
2- Oztark et al.

پرداخته‌اند. آن‌ها ۵۱ کشور مورد مطالعه را به سه دسته‌ی کم درآمد، پایین‌تر از متوسط درآمد و بالاتر از متوسط درآمد تقسیم کرده‌اند. در این مطالعه ابتدا رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی توسط آزمون هم انباشتگی پانلی بررسی و سپس از آزمون علیت پانلی برای بررسی جهت علیت بین این دو متغیر استفاده شده است و در نهایت با به‌کارگیری روش پدرونی، بررسی شده است که، آیا یک رابطه‌ی قوی یا یک رابطه‌ی ضعیف بین این متغیرها وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد که برای هر سه گروه مورد مطالعه رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی هم انباشته است. هم‌چنین یک رابطه‌ی علیت بلندمدت از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی برای کشورهای کم درآمد و یک رابطه‌ی دو طرفه بین این دو متغیر برای کشورهای متوسط درامد برقرار است.

منیا و ولد رافوئل[1] (۲۰۱۰)، به بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، انتشار آلاینده‌ها و رشد اقتصادی در جنوب آفریقا پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی یک طرفه، از انتشار آلاینده‌ها به رشد اقتصادی، مصرف انرژی به رشد اقتصادی و مصرف انرژی به انتشار CO2 برقرار است.

کوندو و دیندا[2] (۲۰۰۸)، با استفاده از داده‌های مقطعی بین کشوری نشر CO2، درآمد و توزیع درآمد (در ۴ گروه: آفریقا، آسیا، آمریکا و اروپا) و با استفاده از تکنیک هم انباشتگی یوهانسن، نتیجه گرفته‌اند که نابرابری درآمدی بین کشوری اثر معناداری روی میانگین سطح انتشار دی اکسید کربن دارد.

سویتاش و همکاران[3] (۲۰۰۷)، با استفاده از آمارهای سالیانه‌ی ۱۹۶۰ تا۲۰۰۴، به بررسی رابطه‌ی بین نشر دی‌اکسیدکربن، GDP[4] و مصرف انرژی در آمریکا پرداخته‌اند. نتیجه‌ی مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که در بلندمدت، درآمد، علت گرنجری نشر دی‌اکسیدکربن نیست، اما مصرف انرژی علت گرنجری آن است.

دیندا و کوندو (۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های پانل بین کشوری برای نشر CO2 سرانه و GDP سرانه به سه نوع علیت رسیده‌اند: مسیر علیت برای کشورهای توسعه

1- Menyah & Wolde Rufael.
2- Coondoo & Dinda.
3- Soytaş et al.
4- Gross Domestic Product.

یافته‌ی آمریکای شمالی و اروپا از نشر CO2 به GDP است، در حالی که برای کشورهای آمریکای جنوبی و آمریکای مرکزی، اقیانوسیه و ژاپن این مسیر از GDP به نشر CO2 است، اما برای کشورهای آسیایی و آفریقایی علیت دو طرفه را می‌باشد.

کوندو و دیندا (۲۰۰۵)، با استفاده از آمار مقطعی ۸۸ کشور در دوره‌ی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ و روش هم انباشتگی، آزمون علیت گرنجری و مدل تصحیح خطا، به این نتیجه رسیده‌اند که علیت بین CO2 سرانه و GDP سرانه برای آمریکای مرکزی، کل آمریکا، اروپا و کل جهان، بیش‌تر یک طرفه است.

استرن[1] (۲۰۰۰)، برای دوره‌ی ۱۹۹۴-۱۹۴۸، داده‌های درآمد، مصرف انرژی، نیروی کار و ذخیره‌ی سرمایه را در امریکا با استفاده از روش هم انباشتگی و الگوی تصحیح خطای برداری به کار برده و علیت دوطرفه‌ای را بین مصرف انرژی و GDP پیدا کرده است.

۳- روش شناسی تحقیق

در این قسمت، مراحل پنج گانه‌ی تخمین، مشخص شده است. ابتدا، از آزمون ریشه‌ی واحد پانل استفاده می‌شود و سپس هم انباشتگی داده‌ها با استفاده از آزمون هم انباشتگی پانلی آزمون می‌شود. در مرحله‌ی سوم وقفه‌ی بهینه جهت تبیین مدل مورد مطالعه از روش خودرگرسیون برداری (VAR[2]) انتخاب می‌شود و جهت علیت بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد و در مرحله‌ی آخر نیز رابطه‌ی بلندمدت برای پانل‌های هم انباشته، با استفاده از روش VAR استخراج می‌شود.

آزمون ایستایی در داده‌های پانلی

فرضیه‌های آزمون ریشه‌ی واحد ایم، پسران و شین[3]، براساس فرضیات ریشه‌ی واحد[4] معمول است. در فرضیه‌ی H_1 این آزمون، ρ_iها می‌توانند مقادیر متفاوتی داشته باشند، به این صورت که واحدهای مقطعی دارای ضرایب برابر نیستند، بلکه مجاز به تغییر در بین مقاطع می‌باشند. فرضیه‌های این آزمون به صورت زیرند:

1- Stern.
2- Vector Autoregressive Model.
3- Im, Pesaran,Shin
4- Unit Root Test

$$H_0: \rho_i = 0 \qquad i = 1,2, \ldots$$

$$H_1: \begin{cases} \rho_i < 0 \\ \rho_i = 0 \end{cases} \qquad \begin{matrix} i = 1,2, \ldots \\ i = N_1 + \end{matrix}$$

در این آزمون از میانگین آماره‌های t_{NT} به صورت $\bar{t}_{NT}$، برای محاسبه‌ی آماره‌ی $\bar{Z}$ استفاده می‌شود. اگر $t_{iT}(\pi_i, \beta_i)$، نشان دهنده‌ی آماره‌ی t بر اساس آماره‌ی آزمون ADF[1] برای آزمون ریشه‌ی واحد iامین مقطع، با وقفه‌ی π_i و ضرایب آزمون β_i باشد، آماره‌ی استاندارد $\bar{t}_{NT}$ به صورت رابطه‌ی ۱ تعریف می‌شود:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT}(\pi_i, \beta_i) \qquad (۱)$$

که در آن با افزایش N و T به سمت بی‌نهایت، این آماره به سمت توزیع نرمال استاندارد میل می‌کند. به منظور ایجاد یک آماره‌ی استاندارد، ایم، پسران و شین، ارزش‌های $E(t_{iT}(\pi_i, \beta_i))$ و $Var(t_{iT}(\pi_i, \beta_i))$ این مقادیر را که به وسیله‌ی شبیه سازی به دست آمده است را محاسبه کرده‌اند.

$$\bar{Z} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E(\bar{T}))}{\sqrt{Var(\bar{t})}} \qquad (۲)$$

پس از محاسبه‌ی این آماره، اگر مقدار آماره‌ی محاسبه شده از آماره‌ی جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه‌ی ریشه‌ی واحد قابل رد شدن نیست. علاوه بر آماره‌ی t استاندارد محاسبه شده توسط آماره‌ی آزمون ADF، می‌توان از آماره‌ی LM نیز استفاده کرد:

$$\overline{LM_{NT}} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} LM_{iT} \qquad (۳)$$

که در آن LM_{iT}، عبارت از آماره‌ی LM ریشه‌ی واحد انفرادی برای آزمون فرضیه‌ی $\rho_i = 0$ در برابر فرضیه‌ی $\rho_i < 0$ است. در این جا نیز می‌توان از LM استاندارد شده استفاده شده است.

$$\Gamma_{L\bar{M}} = \frac{\sqrt{N}[\overline{LM_{NT}} - E(LM_{iT}|\rho_i = 0)]}{\sqrt{VAR\ E[LM_{iT}|\rho_i = 0]}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (۴)$$

آزمون هم انباشتگی داده‌های پانلی

بررسی وجود هم انباشتگی متغیرها در داده‌های پانلی از اهمیت خاصی برخوردار است. آزمون‌های هم انباشتگی پانلی، دارای قدرت بیش‌تری نسبت به آزمون‌های هم

1- Augmented Dickey Fuller.

انباشتگی برای هر مقطع به صورت جداگانه هستند، زیرا این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره‌ی زمانی، کوتاه‌مدت و اندازه‌ی نمونه نیز کوچک است، قابلیت استفاده را دارند.

برای انجام آزمون هم انباشتگی داده‌های پانلی، پس از براورد رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، از آزمون هم انباشتگی استفاده کرد:

$$DF_{\rho} = \frac{\sqrt{N}T(\hat{\rho}-1)+3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \quad (۵)$$

$$DF_{T} = \sqrt{1.25}t_{\rho} + \sqrt{1.875N} \quad (۶)$$

در این روابط، ρ ضریب رگرسیون خطای بلندمدت روی وقفه‌ی خطاهای حاصل از تخمین مدل به روش ترکیبی (e_{it}) به صورت رابطه‌ی زیر است:

$$\hat{e_{it}} = \rho\hat{e_{it-1}} + u_i$$

N در آماره‌های DF_{ρ} و DF_t نشان دهنده‌ی تعداد مقطع‌ها و t_{ρ} مقدار t استاندارد ضریب رابطه‌ی (۶) است. آماره‌های استخراج شده، هر دو دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک هستند. فروض انجام آزمون هم انباشتگی داده‌های پانلی، به صورت زیر می‌باشند:

$$\begin{cases} H_0: \rho = 1 \\ H_1: \rho < 1 \end{cases}$$

دو نوع آزمون به وسیله‌ی پدرونی[1] پیشنهاد شده است:

نوع اول، مبتنی بر رویکرد درون گروهی است، که شامل چهار آماره‌ی Panel υ -Statistic، Panel ρ_Statis tic، Panel PP-Statistic و Panel ADF-Statistic می‌باشد. فرضیه‌ی صفر $H_0: _i = 1$ و فرضیه‌ی مقابل برای این آماره‌ها به صورت $H_1: _i < 1$ می‌باشد.

آزمون دوم پدرونی، بر روش بین گروهی مبتنی است، که شامل سه آماره‌ی- group ρ Statistic، group PP-Statistic و group ADF-Statistic می‌باشد. فرضیه‌ی مقابل برای آماره‌ی این آزمون‌ها به صورت $H_1: _i < 1$ برای تمامی iهاست.

1- Pedroni

انتخاب وقفه بهینه

از آن‌جا که تحلیل علیت و نتیجه‌ی آن، به تعداد وقفه‌های متغیرهای توضیحی وابسته‌اند، پیش از اجرای مدل لازم است تا حد بهینه‌ی این وقفه‌ها شناخته شود. کنیا و جاستسن، در مقالات خود به ذکر سه روش در انتخاب وقفه‌های بهینه می‌پردازند (میرشجائیان حسینی و رهبر، ۱۳۸۹). در روش نخست، وقفه‌ها بدون هیچ آزمون آماری و تنها بر اساس نظر محقق به مدل وارد می‌شوند. در این روش، محقق خود تصمیم می‌گیرد که متغیر وابسته، حداکثر از تغییرات چند دوره‌ی پیشین خود و یا دیگر متغیرهای توضیحی متأثر شود. مشکل این روش آن است که مبتنی بر نظارت فردی محقق است و عملا یک مدل در تحقیقات مختلف، ممکن است به اشکال مختلفی تصریح شود و یا حتی به نتایج متفاوتی دست یابد. در روش دوم، شاخص‌های آماری هم‌چون شاخص اطلاعات آکاییک[1] و یا شاخص شوارتز[2]، مشخص کننده‌ی حداکثر وقفه‌ی بهینه هستند. در این روش، وقفه‌ها تا جایی اضافه می‌شوند که شاخص‌های فوق حداقل شوند. روش سوم، ترکیبی از دو روش فوق است. بدین صورت که محقق بر اساس دانش و بازه‌ی زمانی مدل خود، حداکثر وقفه‌ها را مشخص و سپس با استفاده از شاخص آکاییک و شوارتز، بهترین میزان وقفه را در این بازه‌ی از پیش تعیین شده، مطرح می‌کند. در تحقیق حاضر از روش دوم استفاده شده است.

معیار آکائیک و شوارتز به صورت زیر فرموله شده‌اند:

$$AIC_{(n)} = Lndet\,(\sum n) + \frac{2m^2 n}{T} \qquad (۷)$$

$$SBC_{(n)} = Lndet(\sum n) + m^2 nLnT \qquad (۸)$$

در این معادلات، m، تعداد متغیرهای الگو، T حجم نمونه و $\det(\sum n)$ دترمینال ماتریس کوواریانس است و وقفه‌ی بهینه به وسیله‌ی کم‌ترین مقدار شوارتز انتخاب می‌شود. لازم به یادآوری است که معیار شوارتز برای نمونه‌های بزرگ و معیار آکائیک برای نمونه‌های کوچک‌تر کاربرد دارد.

1 - Akaike.
2 - Schwarz.

بررسی جهت علیت

نخست باید دید که آیا اصولا ارتباطی بین متغیرهای فرضیه وجود دارد یا نه، بنابراین، در ابتدا موضوع وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بین متغیرها بررسی خواهد شد.

الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)، به ارتباط متقابل بین متغیرهای سری زمانی در حین بررسی آن‌ها توجه می‌کند. این الگو، به دلیل اهمیت دادن به ارتباط متقابل بین متغیرها، دارای کاربردهایی است که آزمون علیت گرنجری یکی از آن‌هاست. آزمون مذکور مشخص می‌کند که آیا ارتباط بین متغیرها یک طرفه است یا دو طرفه؟ هم چنین در صورت یک طرفه بودن ارتباط، جهت علیت را نیز مشخص می‌کند. ماهیت مدل VAR سبب می‌شود تا تعداد زیادی پارامتر براورد شود. این موضوع علاوه بر دشوار کردن تفسیر ضرایب، مشکل کم شدن درجه‌ی آزادی و نیاز به حجم نمونه‌ی زیاد را هم به همراه دارد. از آن جایی که آزمون علیت گرنجری هم بر پایه‌ی الگوی خودرگرسیون برداری طراحی شده است، بنابراین در انجام این آزمون با مشکل مواجه‌ایم.

روشی که تودا-یاماموتو[1]، پیشنهاد کرده‌اند و فرایند TY نامیده می‌شود، این مشکل را محدود کرده است. روش انجام آزمون علیت TY شامل چهار مرحله است:

در مرحله‌ی اول، با استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد، مرتبه‌ی ایستایی هر متغیر تعیین می‌شود. در این مرحله، بزرگ‌ترین مرتبه، مشخص و با d_{MAX} نشان داده می‌شود. در مرحله‌ی دوم، تعداد وقفه‌های بهینه‌ی الگوی VAR (K) تعیین می‌کنیم. در مرحله‌ی سوم الگوی خودرگرسیون برداری در سطح و با مرتبه‌ی اصلاح شده $p = k + d_{MAX}$ براورد می‌شود.

سرانجام مرحله‌ی آخر، اجرای آزمون والد[2] روی ضرایب وقفه‌ی بهینه است. از طریق این فرایند نوع و جهت علیت بین روابط تعیین می‌شود.

مدل تحقیق

در این مطالعه به منظور بررسی رابطه‌ی علی بین مصرف برق، انتشار الاینده‌ها و رشد اقتصادی، از الگوی VAR استفاده شده است.

---

1 - Toda &Yamamoto.
2 - Wald.

$$GDP_{it}=\sum_{K=1}^{P}\alpha_K GDP_{i(t-k)}+\sum_{K=0}^{P}\delta_K E_{i(t-k)}+\sum_{K=0}^{P}\beta_K CO_{i(t-k)}+\omega_{it} \quad (۹)$$

$$E_{iT}=\sum_{k=1}^{q}\gamma_k E_{i(t-k)}+\sum_{k=0}^{q}\theta_k GDP_{i(t-k)}+\sum_{k=0}^{q}\mu_k CO_{i(t-k)}+\varphi_{it}\ \ CO_{iT} \quad (۱۰)$$

$$CO_{iT}=\sum_{k=1}^{n}\rho_k\, CO_{i(t-K)}+\sum_{k=0}^{n}\sigma_k GDP_{i(t-k)}+\sum_{k=0}^{n}\varepsilon_k E_{i(t-k)}+\vartheta_{it} \quad (۱۱)$$

که در آن GDP، تولید ناخالص داخلی سرانه، E مصرف سرانه‌ی برق و CO میزان انتشار آلاینده‌ی CO2 است. هم چنین i و t، به ترتیب نشان دهنده‌ی کشورها و دوره‌ی زمانی در هر گروه از کشورهای مورد مطالعه هستند.

۴- یافته های تحقیق

داده‌های این پژوهش سالانه است و دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۶ را در بر می‌گیرد. برای متغیر انتشار آلاینده‌ها از داده‌های نشر دی اکسید کربن (CO2) که توسط WDI [1] منتشر می‌شود، استفاده شده است. واحد این متغیر، کیلو تن است. برای متغیر مصرف برق (E) از داده‌های سرانه‌ی مصرف برق بر حسب کیلووات که WDI منتشر می‌کند، استفاده شده است. داده‌های سرانه‌ی تولید ناخالص داخلی (GDP) به دلار ثابت سال ۲۰۰۰ نیز از WDI به‌دست آمده است. در نهایت مدل مورد مطالعه با نرم افزار Eviews6، به روش پانل دیتا تخمین زده شده است.

تحلیل توصیفی

در این قسمت قبل از پرداختن به تخمین مدل، تحلیلی توصیفی از ساختار مصرف برق در کشورهای کم درامد و پر درامد، مشتمل بر روند مصرف سرانه‌ی برق در کشورهای منتخب و رابطه‌ی مصرف سرانه‌ی برق و تولید ناخالص داخلی سرانه در آن‌ها ارائه می‌شود.

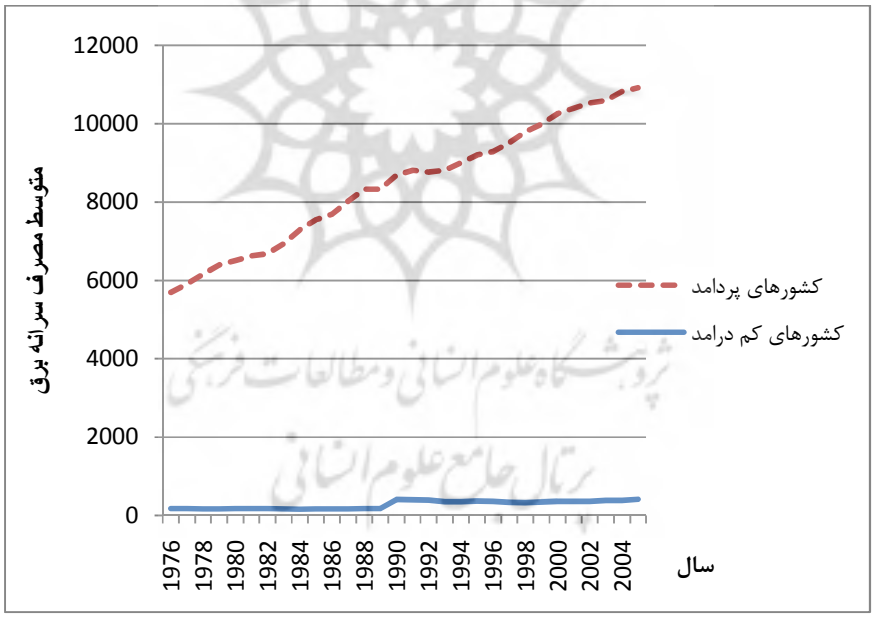
در کشورهای مورد بررسی، چگونگی مصرف انرژی، از جمله برق علاوه بر شرایط اقلیمی، ساختار اقتصادی، اجتماعی و مقطع زمانی، به سطح تکنولوژی موجود و هم چنین به سطح رفاه اقتصادی بستگی دارد و الگوی از پیش تعیین شده‌ای برای مصرف انرژی در این گروه کشورها موجود نیست.

افزایش سطح زندگی و توسعه‌ی صنعت و در نتیجه رشد تولید ناخالص ملی کشورهای پر درآمد به صورت سریع، دامنه‌ی مصرف انرژی از جمله برق را گسترده‌تر

1 - World Development Indicators (WDI), 2008.

می‌کند. در کشورهای کم درآمد نیز، عوامل جبری از جمله رشد سریع جمعیت و توسعه‌ی شهرنشینی موجب شده است که به اجبار دامنه‌ی مصرف برق گسترش یابد، که این افزایش به طور نسبی بسیار کم‌تر از کشورهای پردرآمد می‌باشد. نمودار ۱، متوسط مصرف سرانه‌ی برق را در کشورهای منتخب مورد مطالعه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۶ نشان می‌دهد.

نمودار ۱، نشان می‌دهد که متوسط مصرف سرانه‌ی برق بر حسب کیلووات در کشورهای پردرآمد، نسبت به کشورهای کم درآمد در سطح بسیار بالاتری قرار دارد. در کشورهای پردرآمد متوسط مصرف سرانه‌ی برق در طول دوره‌ی مورد مطالعه با وجود نوسان‌های نامنظم روند صعودی داشته است. کم‌ترین و بیش‌ترین میزان این شاخص به ترتیب، در سال۱۹۷۶و ۲۰۰۵ بوده است، که به ترتیب، در حدود ۵۵۲۳/۲۶ و ۱۰۵۰۷/۶کیلو وات می‌باشد.



نمودار ۱- متوسط مصرف سرانه‌ی برق در کشورهای کم درآمد و پردرآمد طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۶

در کشورهای کم درآمد روند کلی متوسط مصرف سرانه‌ی انرژی نیز با شیب بسیار کمی صعودی است. ولی مسیر رشد مصرف انرژی در این کشورها، نسبت به کشورهای پردرآمد از نوسان کم‌تری برخوردار است. کم‌ترین و بیش‌ترین میزان مصرف سرانه‌ی برق در این گروه از کشورها نیز به ترتیب، در سال‌های ۱۹۸۴(۱۵۵/۶۵ کیلووات) و ۲۰۰۵(۴۱۱/۰۸ کیلووات) بوده است.

هرچند به نظر می‌رسد مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در هر دو گروه از کشورهای پردرآمد و کم درآمد با یکدیگر در ارتباط هستند، اما استفاده از برق در کشورهای مختلف با توجه به میزان درآمد و رشد اقتصادی آن کشور متفاوت بوده است و چون کشورها از رشد یکسانی برخوردار نیستند، لذا ارتباط بین مصرف برق با تولید ناخالص داخلی در این کشورها متفاوت است.

آزمون ایستایی

در این راستا، بایستی ابتدا از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد، بنابراین در این قسمت با استفاده از آماره‌ی آزمون IPS، ابتدا به بررسی ایستایی متغیرها پرداخته می‌شود، که نتیجه‌ی این آماره‌ی آزمون در جدول (۱) آمده است:

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد IPS برای کشورهای کم درامد و پردرامد

	متغیرها	LEVEL		1 ST DIFFERENCE	
		Trend and Intercept	Intercept	Trend and Intercept	Intercept
کشورهای کم درآمد	EC	۴/۰۴	۹/۶۸	-۱۵/۹۸*	-
	GDP	۴/۱۳	۸/۵۸	-۱۱/۹۵*	-
	CO2	۱/۳۳	۶/۵۲	-۲۰/۴۱*	-
کشورهای پردرامد	EC	-۳/۳۷	۵/۴۳	-۱۹/۲۵*	-
	GDP	-۰/۱۷	۱۱/۱۲	-۹/۶۷*	-
	CO2	-۰/۸۱	۲/۹۴	-۲۰/۳۴*	-

ماخذ: یافته‌های تحقیق

* سطح معنی داری ۱ درصد

با توجه به نتایج جدول ۱، مشاهده می‌شود که متغیرهای مصرف برق، تولید ناخالص داخلی و میزان انتشار co2، در سطح و با در نظر گرفتن عرض از مبدا و هم‌چنین با در

نظر گرفتن عرض از مبدا و روند، ایستا نیستند. بنابراین، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد را نمی‌توان رد کرد، در این حالت متغیرها با یک بار تفاضل گیری، ایستا می‌شوند، بنابراین متغیرهای فوق ایستا از مرتبه‌ی اول ((I(1)) هستند.

آزمون هم انباشتگی پانلی

در مرحله‌ی بعد از آزمون هم انباشتگی پانلی پدرونی، استفاده شده و هم انباشتگی متغیرها در بلندمدت بررسی می‌شود، نتیجه‌ی این آماره‌ی آزمون در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲- نتایج آزمون هم انباشتگی پانلی با استفاده از آزمون پدرونی

	کشورهای کم درامد		کشورهای پردرامد	
	Statistics	**Prob**	**Statistics**	**Prob**
Panel v-Statistic	۳/۸۵	* ۰	-۱/۳۹	۰/۹۱
Panel rho-Statistic	۲/۳۲	۰/۹۸	۲/۳۱	۰/۹۸
Panel PP-Statistic	-۲/۹۷	* ۰	-۱/۳۲	* ۰
Panel ADF-Statistic	-۱/۲۶	۰/۸۹	-۱/۵۹	* ۰
Group rho-Statistic	۴/۰۱	۱	۴/۴۱	۱
Group PP-Statistic	-۴/۲۹	* ۰	-۱/۳۵	* * * ۰/۰۸
Group ADF-Statistic	-۱/۹۰	* ۰	۰/۳۴	۰/۶۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

* سطح معنی داری ۱ درصد

** سطح معنی داری ۵ درصد

* * * سطح معنی داری ۱۰ درصد

با توجه به نتایج آزمون هم انباشتگی پانلی پدرونی که در جدول۲ آورده شده است، متغیرهای مدل در کشورهای کم درامد با استفاده از آماره‌های Panel v-Statistic، Panel PP-Statistic، Group PP-Statistic، Group ADF-Statistic در سطح ۱درصد معنی دار هستند. هم‌چنین متغیرهای مدل در کشورهای پردرامد با استفاده از آماره‌های Panel PP-Statistic، Panel ADF-Statistic، در سطح ۱ درصد و با استفاده از آماره‌ی Group PP-Statistic در سطح ۱۰درصد معنی دارند. بنابراین فرضیه‌ی صفر

مبنی بر عدم هم انباشتگی متغیرها رد می‌شود و متغیرها در بلندمدت در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه هم انباشته‌اند.

تعیین وقفه بهینه‌ی VAR

برای تخمین مدل VAR، تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل، بسیار مهم است. این وقفه براساس معیار شوارتز انتخاب شده و نتایج آزمون مورد نظر در جدول ۳ آمده است.

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۳ و مبنا قرار دادن آماره‌ی شوارتز، می‌توان ادعا کرد که تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی مدل برای کشورهای کم درامد، ۳ و برای کشورهای پردرامد ۲ می‌باشد.

جدول۳- نتایج حاصل از آزمون تعیین وقفه‌ی VAR

	وقفه	Log L	LR	FPE	ALC	SC	HQ
کشورهای کم درامد	۰	-۱۱۱۵۰/۷۸	-	۱/۱۲e+۲۰	۵۴/۶۷	۵۴/۷۰	۵۴/۶۸
	۱	-۷۸۱۳/۰۳	۶۶۱۰/۰۴	۹/۱۵e+۱۲	۳۸/۳۵	۳۸/۴۷	۳۸/۴۰
	۲	-۷۷۷۷/۰۲	۷۰/۷۸	۸/۰۱e+۱۲	۳۸/۲۲	۳۸/۴۳	۳۸/۳۰
	۳	-۷۷۳۸/۷۸	۷۴/۶۰	۶/۹۴e+۱۲	۳۸/۰۸	۳۸/۳۷*	۳۸/۱۹*
	۴	-۷۷۲۵/۵۹	۲۵/۵۲	۶/۸۰e+۱۲*	۳۸/۰۶*	۳۸/۴۴	۳۸/۲۱
	۵	-۷۷۱۹/۰۶	۱۲/۵۵	۶/۸۸e+۱۲	۳۸/۰۷	۳۸/۵۴	۳۸/۲۶
	۶	-۷۷۱۴/۳۳	۹/۰۱	۷/۰۳e+۱۲	۳۸/۰۹	۳۸/۶۵	۳۸/۳۱
	۷	-۷۷۱۰/۳۶	۷/۵۲	۷/۲۱e+۱۲	۳۸/۱۱	۳۸/۷۶	۳۸/۳۷
	۸	-۷۷۰۰/۱۲	۱۹/۲۲*	۷/۱۶e+۱۲	۳۸/۱۱	۳۸/۸۵	۳۸/۴۰
کشورهای پردرامد	۰	-۱۸۱۵۰/۳۰	-	۱/۴۴e+۲۷	۷۱/۰۵	۷۱/۰۷	۷۱/۰۵
	۱	-۱۳۵۸۶/۱۶	۹۰۵۶/۸۲	۲/۶۱e+۱۹	۵۳/۲۲	۵۳/۳۲	۵۳/۲۶
	۲	-۱۳۴۹۶/۷۱	۱۷۶/۴۶	۱/۹۰e+۱۹	۵۲/۹۰	۵۳/۰۸*	۵۲/۹۷
	۳	-۱۳۴۷۹/۵۷	۳۳/۶۰	۱/۴۸e+۱۹*	۵۲/۸۷*	۵۳/۱۲	۵۲/۹۷*
	۴	-۱۳۴۷۴/۹۸	۸/۹۴	۱/۸۸e+۱۹	۵۲/۸۹	۵۳/۲۱	۵۳/۰۱
	۵	-۱۳۴۷۰/۸۶	۷/۹۷	۱/۹۱e+۱۹	۵۲/۹۱	۵۳/۳۰	۵۳/۰۶
	۶	-۱۳۴۶۳/۵۷	۱۴/۰۳	۱/۹۳e+۱۹	۵۲/۹۱	۵۳/۳۹	۵۳/۱۰
	۷	-۱۳۴۵۴/۶۷	۱۷/۰۳	۱/۹۳e+۱۹	۵۲/۹۱	۵۳/۴۶	۵۳/۱۳
	۸	-۱۳۴۴۱/۸۰	۲۴/۴۸*	۱/۹۰e+۱۹	۵۲/۹۰	۵۳/۵۲	۵۳/۱۴

علامت * نشان دهنده‌ی وقفه‌ی بهینه‌ی مدل است.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی جهت علیت

در اولین مرحله از روش TY، مانایی متغیرها بررسی می‌شود، همان‌طور که در جدول ۱ نشان داده شده است، متغیرهای مصرف برق، تولید ناخالص داخلی و میزان انتشار co2، در سطح و با در نظر گرفتن عرض از مبدا و هم‌چنین با در نظر گرفتن عرض از مبدا و روند، ایستا نیستند و با یک بار تفاضل‌گیری، ایستا می‌شوند، بنابراین متغیرهای فوق انباشته از مرتبه‌ی اول ((I(1)) هستند، بنابراین تعداد وقفه‌های اضافی در مدل VAR برابر یک خواهد بود ($d_{MAX} = 1$).

در مرحله‌ی دوم، تعداد وقفه‌های بهینه‌ی (K) الگوهای VAR به صورت زیر تعیین می‌شود.

Co2= f(Co2,G), G = f(Co2,G)
Co2= f(Co2,E), E = f(Co2,E)
G = f(E, G), E = f(E, G)

تعیین وقفه‌ی بهینه در هر یک از تصریحات بالا بر اساس معیار شوارتز انجام شده، به‌طوری‌که تعداد وقفه‌ی بهینه در الگوهای بالا به ترتیب برای کشورهای کم درآمد ۳،۴،۳ و برای کشورهای پردرآمد ۳،۳،۲ تعیین شده است.

جدول ۴- نتایج آماره‌ی شوارتز برای تعیین وقفه‌ی بهینه

	تعداد وقفه	آماره‌ی شوارتز-بیزین		
		Co2,G	Co2,E	E,G
کشورهای کم درامد	۰	۴۰/۱۲	۴۱/۷۱	۲۷/۶۹
	۱	۲۸/۴۳	۳۰/۰۷	۱۸/۵۰
	۲	۲۸/۳۵	۳۰/۱۰	۱۸/۳۰
	۳	۲۸/۳۴*	۳۰/۰۴	۱۸/۲۷*
	۴	۲۸/۳۵	۳۰/۰۳*	۱۸/۳۰
	۵	۲۸/۴۱	۳۰/۰۷	۱۸/۳۵
	۶	۲۸/۴۶	۳۰/۱۳	۱۸/۳۶
کشورهای پردرامد	۰	۵۱/۴۱	۵۰/۵۹	۴۰/۶۳
	۱	۳۸/۶۷	۳۸/۰۶	۲۹/۸۱
	۲	۳۸/۴۱	۳۸/۰۴	۲۹/۵۳*
	۳	۳۸/۴۰*	۳۸/۰۳*	۲۹/۵۷
	۴	۳۸/۴۴	۳۸/۰۷	۲۹/۶۱
	۵	۳۸/۴۸	۳۸/۱۰	۲۹/۶۶
	۶	۳۸/۵۲	۳۸/۱۴	۲۹/۶۸

ماخذ: یافته‌های تحقیق علامت * نشان دهنده‌ی وقفه‌ی بهینه‌ی مدل است.

در مرحله‌ی سوم، الگوهای بالا را با وقفه‌های بهینه‌ی به دست آمده برآورد می‌شود. آن‌گاه، آزمون والد روی ضرایب الگوهای VAR تصریح شده با وقفه‌های بهینه‌ی فوق انجام می‌شود. فرض H_0، آزمون صفر بودن ضرایب با وقفه‌ی بهینه است. نتایج آزمون والد برای هر الگو (و با در نظر گرفتن این که کدام متغیر، وابسته در نظر گرفته شود، یعنی در ۶=۳*۲ حالت)، در جدول ۵ خلاصه شده است:

جدول ۵- نتایج آزمون والد

	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	آماره‌ی والد (χ^2)	P-VALUE	نتیجه‌گیری سطح معنی داری۹۰٪
کشورهای کم درامد	CO2	GDP	۱/۷۶	۰/۷۷	GDP↛CO2
	GDP	CO2	۱۱/۵۴	۰/۰۲	CO2→GDP
	E	CO2	۶/۱۶	۰/۲۹	CO2↛E
	CO2	E	۱/۸۷	۰/۸۶	E↛CO2
	GDP	E	۲۲/۷۲	۰	E→GDP
	E	GDP	۱۲/۷۱	۰/۰۱	GDP→E
کشورهای پردرامد	CO2	GDP	۵/۱۲	۰/۲۷	GDP↛CO2
	GDP	CO2	۵/۰۴	۰/۲۸	CO2↛GDP
	E	CO2	۱/۳۴	۰/۸۵	CO2↛E
	CO2	E	۱/۵۵	۰/۸۱	E↛CO2
	GDP	E	۳/۸۰	۰/۲۸	E↛GDP
	E	GDP	۶/۶۳	۰/۰۸	GDP→E

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از جدول ۵ مشخص می‌شود، در سطح اطمینان ۹۰ درصد برای کشورهای کم درآمد، هم علیتی یک طرفه از نشر دی اکسید کربن به تولید ناخالص داخلی و هم علیتی دو طرفه بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی برقرار است. در حالی که برای کشورهای پردرآمد تنها علیتی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف برق وجود دارد. حال با توجه به نتایج به دست آمده از علیت متغیرها، به تخمین مدل پرداخته می‌شود.

نتایج تخمین مدل

ستون اول جدول۶، معادله‌ی تخمین زده شده به منظور بررسی رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی، انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف برق را براساس جهت علیت به دست آمده برای کشورهای کم درامد نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، وقفه‌ی اول تولید ناخالص داخلی معنی دار است و با یک ضریب مثبت بر این متغیر تأثیر می‌گذارد، اما وقفه‌ی دوم تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد. میزان مصرف سرانه‌ی برق با یک و سه دوره وقفه، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی داشته است، میزان نشر دی اکسید کربن نیز با سه دوره وقفه، تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی داشته است. اما با توجه به جدول ۷، برای کشورهای پردرآمد این ارتباط برقرار نیست و تنها وقفه‌ی اول تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و وقفه‌ی دوم این متغیر تأثیر منفی بر تولید این کشورها داشته‌اند.

در هر دو گروه از کشورها تولید ناخالص داخلی با یک دوره وقفه، تأثیر مثبت و معنی داری بر میزان مصرف برق داشته است. هم‌چنین در گروه کشورهای پردرامد میزان تولید ناخالص داخلی با یک دوره وقفه، تأثیر مثبت معنی داری در میزان انتشار دی اکسید کربن داشته است.

به طور کلی با توجه به نتایج حاصل از الگوی خودرگرسیون برداری طی دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۷۶، می‌توان گفت که در کشورهای کم درامد متغیرهای میزان مصرف برق و میزان انتشار CO_2 تأثیر مستقیم بر تولید ناخالص داخلی داشته‌اند. این درحالی است که در کشورهای پردرامد هیچ یک از این متغیرها بر میزان تولید ناخالص داخلی تأثیر معنی داری نداشته‌اند.

از سویی همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با مقایسه‌ی عرض از مبدأها، کشورهای پردرامد از لحاظ مصرف برق در سطح بالاتری نسبت به کشورهای کم درامد قرار داشته که این نتیجه با نمودار به دست آمده از مقایسه‌ی مصرف سرانه‌ی برق در هر دو گروه کشور (نمودار۱) هم خوانی دارد. در حقیقت این گونه می‌توان نتیجه گرفت، که کشورهای پردرامد به دلیل برخوردار بودن از فن اوری پیشرفته‌تر و سطح سرمایه‌ی انسانی بالاتر دارای عرض از مبدأ بزرگ‌تری در مصرف برق هستند.

جدول ۶- نتایج حاصل از تخمین الگو به روش خودرگرسیون برداری برای کشورهای کم درامد

	GDP	E	CO2
GDP(-1)	۱/۲۲ (۲۸/۳۴)	۰/۲۱ (۲/۲۲)	۰/۴۵ (۰/۰۳)
GDP(-2)	-۰/۲۳ (-۳/۴۹)	۰/۱۳ (۰/۹۰)	۱۱/۱ (۰/۰۵)
GDP(-3)	-۰/۰۱ (-۰/۴۱)	-۰/۳۳ (-۰/۵۷)	-۲/۷۰ (-۰/۲۰)
E(-1)	۰/۰۳ (۱/۷۳)	۰/۹۶ (۲۱/۸۹)	۳/۵۶ (۰/۵۸)
E(-2)	-۰/۰۰۶ (-۰/۲۳)	-۰/۳۵ (-۵/۶۸)	۰/۷۹ (۰/۰۹)
E(-3)	۰/۰۲ (۱/۳۵)	۰/۳۶ (۸/۷۴)	-۴/۳۰ (-۰/۷۴)
CO2(-1)	-۹/۶۰E-۶ (-۰/۰۶)	۰/۰۰۰۳ (۱/۰۵)	۱/۰۴ (۲۳/۴۰)
CO2(-2)	-۰/۰۰۰۱ (-۰/۷۶)	-۰/۰۰۰۱ (-۰/۳۳)	۰/۱۷ (۲/۷۱)
CO2(-3)	۰/۰۰۰۱ (۱/۳۲)	-۰/۰۰۰۲ (-۰/۶۲)	-۰/۱۸ (-۴/۰۶)
C	۸/۸۳ (۵/۰۴)	۱/۴۱ (۰/۳۵)	۵۶۳/۳ (۱/۰۱)
R-squared	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۹
F-statistic	۵۴۴۵/۰۵	۷۱۳۴/۰۵	۷۰۸۹۶/۷۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

GDP = 8.83+1.22*GDP(-1) - 0.23*GDP(-2) - 0.017*GDP(-3) + 0.033*E(-1) - 0.006*E(-2) + 0.02*E(-3) - 9.60e-06*CO2(-1) - 0.0001*CO2(-2) + 0.0001*CO2(-3)

جدول۷- نتایج حاصل از تخمین الگو به روش خودرگرسیون برداری برای کشورهای پر درامد

	GDP	E	CO2
GDP(-1)	۱/۴۸ (۴۱/۷۵)	۰/۰۶ (۲/۳۲)	۳/۸۲ (۱/۳۶)
GDP(-2)	-۰/۴۷ (-۱۳/۲۰)	-۰/۰۷ (-۰/۴۶)	-۳/۹۴ (-۰/۳۷)
E(-1)	-۰/۰۰۰۹ (-۰/۲۱)	۱/۱۶ (۳۰/۶۸)	-۲/۴۶ (-۰/۶۸)
E(-2)	۰/۰۱ (۰/۳۶)	-۰/۱۵ (-۳/۹۹)	۲/۶۶ (۰/۷۲)
CO2(-1)	۱/۵۱E-۵ (۰/۰۳)	-۰/۰۰۰۳ (-۰/۸۱)	۱/۱۱ (۲۸/۱۹)
CO2(-2)	-۲/۰۲E-۵ (-۰/۰۳)	۰/۰۰۰۳ (۰/۷۸)	-۰/۱ (-۲/۶۴)
C	۵۳/۲۶ (۱/۲۸)	۱۱۷/۸۵ (۳/۳۹)	-۷۸۸/۴۶ (-۰/۲۳)
R-squared	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹
F-statistic	۴۵۹۵۱/۹۰	۲۷۶۹۰/۶۹	۱۰۸۵۵۳/۴

ماخذ: یافته‌های تحقیق

GDP = 53.26+1.48*GDP(-1) - 0.47*GDP(-2) - 0.009*E(-1) + 0.01*E(-2) + 1.5e-05*CO2(-1) - 2.02e-05*CO2(-2)

۵- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در این مطالعه با استفاده از تکنیک هم انباشتگی پانلی، رابطه‌ی بین مصرف برق، انتشار آلاینده‌ها و تولید ناخالص داخلی در کشورهای کم درامد و پردرامد طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۶ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه‌ی هم انباشتگی بین مصرف برق، آلودگی و تولید ناخالص داخلی وجود دارد، اما به دلیل متفاوت بودن ساختار گروه کشورهای مورد مطالعه و متفاوت بودن منابع تولید برق، این رابطه در کشورهای کم درآمد و پردرآمد تفاوت دارد و بردارهای متفاوتی حاصل می‌شود. بر اساس نتایج به دست امده از تخمین‌ها، سئوال‌ها و

فرضیه‌های تحقیق مبنی بر وجود رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در میان گروه کشورهای مورد مطالعه و تفاوت این رابطه در میان این گروه از کشورها را نمی‌توان رد کرد. هم‌چنین علی رغم وجود رابطه‌ی بلندمدت هم انباشته بین متغیرها و با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون TY[1](جهت علیت) پاسخ به این سئوال تحقیق مبنی بر این‌که آیا مصرف برق علت انتشار دی اکسید کربن می‌باشد، در هر دو گروه از کشورها منفی پاسخ داده می‌شود و با توجه به این‌که آزمون تودا و یاماموتو که یک آزمون علیت کوتاه‌مدت است ارتباط این دو متغیر در کوتاه‌مدت رد می‌شود، و می‌توان علت این نتیجه را در سهم تولید برق حرارتی از کل مصرف انرژی کشورهای مورد مطالعه دانست، هم‌چنین در کشورهای پردرآمد که بیش‌تر کشورهای توسعه یافته هستند سهم مصرف برق تولیدی از انرژی‌های تجدیدپذیر، در حال افزایش بوده و در نتیجه آلودگی ناشی از تولید برق حرارتی در حال کاهش است. در مورد رابطه‌ی تولید ناخالص داخلی و مصرف برق در کشورهای پردرآمد، آزمون علیت یاماموتو بیانگر وجود ی رابطه‌ی علّی از GDP به مصرف برق می‌باشد، که در نتیجه‌ی این ارتباط می‌توان گفت تولید ناخالص داخلی و به دنبال آن رشد اقتصادی مقدم بر مصرف برق می‌باشد و در صورت لزوم بدون کاستن از تولید ناخالص داخلی می‌توان سیاست صرفه‌جویی را در مورد مصرف برق دنبال کرد. در مورد نحوه‌ی ارتباط تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسیدکربن براساس نتایج آزمون علیت، تنها یک ارتباط یک‌طرفه از دی اکسید کربن به سمت تولید ناخالص داخلی در کشورهای کم درآمد وجود دارد که این ارتباط بدین معنی است که در کشورهای کم درآمد افزایش تولید ناخالص داخلی همراه با افزایش آلاینده‌ها انجام می‌گیرد که این موضوع باید مورد توجه سازمان جهانی حفاظت از محیط زیست قرار بگیرد و راه‌کارهای لازم به منظور کاهش آلودگی این گروه کشورها پیشنهاد شود.

با توجه به یافته‌های حاصل از این پژوهش، موارد زیر به عنوان توصیه‌های سیاستی برای این گروه از کشورها ارائه می‌شود:

- مصرف برق، تولید ملی و آلودگی هوا، هر سه اجزای نظام تولیدی اقتصاد هستند. معمولا تمرکز روی یکی از موضوعات رشد اقتصادی، مصرف برق و آلودگی هوا ممکن

1 - Toda &Yamamoto.

است برنامه‌ریزان را از یک یا چند موضوع دیگر غافل کند. نتایج مطالعه درباره‌ی رابطه‌ی احتمالی بین این متغیرها، این امکان را فراهم می‌کند تا با شناخت بهتر ماهیت و رابطه‌ی نشر آلاینده‌ها و رشد اقتصادی و هم‌چنین چگونگی مصرف برق در مسیر رشد اقتصادی، راه‌کارهای مناسب‌تری جهت نیل به اهداف اقتصادی طراحی شود.

- بر اساس یافته‌های این مطالعه (وجود رابطه‌ی علیت دو طرفه بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در آزمون تودا و یاماموتو در کشورهای کم درآمد)، می‌توان استدلال کرد که در کشورهای کم درامد، افزایش مصرف برق موجبات افزایش تولید بخش‌های اقتصادی را فراهم می‌کند، از سوی دیگر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی موجب رشد افزایش مصرف برق می‌شود. هم‌چنین هر گونه شوک منفی در عرضه‌ی برق می‌تواند اثر منفی روی رشد اقتصادی این گروه از کشورها داشته باشد. از این رو ضرورت و اهمیت برنامه‌ریزی لازم در خصوص تأمین نیازهای بخش‌های اقتصادی به برق بیش از پیش آشکار می‌شود.

- با توجه به وجود رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی (براساس نتایج آزمون هم انباشتگی پانلی)، برای دستیابی به سطح بالای تولید و رفاه اجتماعی، می‌توان از افزایش مصرف سرانه‌ی برق بهره گرفت. بنابراین، بر تدوین و اجرای مناسب‌ترین و اقتصادی‌ترین برنامه برای بالا بردن کارایی این انرژی و هم‌چنین، بهینه سازی مصرف برق در کشورهای مورد بررسی تأکید می‌شود، که این امر به نوبه‌ی خود موجبات افزایش رشد اقتصادی و ارتقای رفاه اجتماعی را فراهم می‌کند.

- با توجه به این‌که اثر نهایی مصرف برق در کشورهای کم درآمد بالاتر از کشورهای پردرآمد است (مقایسه‌ی عدد ۰.۲۱ به عنوان ضریب مصرف برق در جدول ۶ با عدد ۰.۰۶ در جدول ۷)، لذا می‌توان با افزایش سطح استفاده از این انرژی در کشورهای کم درامد، شکاف تولید سرانه در بین دو گروه کشورهای مورد بررسی را کاهش داد و به سطح بالاتری از رفاه اجتماعی در کشورهای کم درامد دست یافت.

فهرست منابع

بهبودی، داوود. محمدزاده، پرویز. جبرائیلی، سودا. (۱۳۸۸). بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته. فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره‌ی ۲۳، صفحات ۲۱-۱.

بهبودی، داوود و اصغرپور، حسین. (۱۳۸۷). بررسی رابطه‌ی مصرف کل برق و رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۵-۱۳۴۶). فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال پنجم، شماره‌ی ۱۷، صفحات ۷۲-۵۷.

فطرس، محمدحسن و نسرین دوست، میثم. (۱۳۸۸). بررسی رابطه‌ی الودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹. فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره‌ی ۲۱، صفحات ۱۳۵-۱۱۳.

فطرس، محمدحسن. (۱۳۸۵). مباحثی از اقتصاد محیط زیست (مجموعه‌ی مقالات). همدان، انتشارات دانشگاه بو علی سینا.

میر شجائیان حسینی، حسین. رهبر، فرهاد. (۱۳۸۹). بررسی رابطه‌ی علیت میان مولفه‌های توسعه‌ی پایدار در کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا (منا). فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره‌ی ۲۵، صفحات ۸۸-۶۳.

نجارزاده، رضا. عباس محسن، اعظم. (۱۳۸۳). رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران. فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال اول، شماره‌ی ۲.

نوفرستی، محمد. (۱۳۸۷). ریشه‌ی واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی، تهران، انتشارات مؤسسه‌ی رسا.

Analysis of cross-country distributional Patterns. Ecological Economics 65, 375-385.

Cointegration Analysis. Ecological Economics 57, 167-181.

Coondoo, D., Dinda, S., (2008). Carbon dioxide emission and income: a Temporal

Coondoo, D., Dinda, S., (2005). Causality between income and Emission: a Country

Dinda, S., Coondoo, D., (2006). Income and Emission: A Panel Data-based

Hatzigeorgiou,E., Polatidis, H., Haralambopoulos, D., (2011). CO2 Emissions, GDP and Energy Intensity: A Multivariate Cointegration and Causality Analysis for Greece, 1977-2007.Applied Energy 88, 1377-1385.

Group-Specific Econometrics Analysis. Ecological Economics 40, 351-367.

Menyah, K. Wolde Rufael, Y., (2010). Energy Consumption, Pollutant Emission and Economic Growth in South Africa. Energy Economics 32, 1374-1382.

Ozturk, I., Aslan,A.,Kalyoncu, H., (2010). Energy Consumption and Economic growth Relationship :Evidence from Panel Data for Low and Middle income Countries Energy Policy 38, 4422-4428.

Soytaş, U., Sari, R., Bradley, T. E., (2007). Energy Consumption, income and carbon emissions in the United States. Ecological Economics 62, 482-489.

Stern, D. I., (2000). A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US macro Economy. Energy Economics 22, 267-283.

World Development Indicators 2008 (WDI).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی