

مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو OPEC: شواهد تجربی جدید از هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی

محمد علیزاده

استادیار اقتصاد دانشگاه لرستان
alizadeh_176@yahoo.com

ابوالقاسم گل‌خندان

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)
golkhandana@gmail.com

تیین نوع و میزان رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی، نقش مؤثری را در تنظیم سیاست‌های بخش انرژی ایفا می‌کند. این رابطه می‌تواند بر حسب وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی تغییر کند، لذا توجه به وجود وابستگی مقطعی در بررسی‌های تجربی امری مهم و ضروری بوده و عدم توجه به آن ممکن است به نتایج غیر قابل اتکا و گمراه‌کننده‌ای منتهی شود. مقاله حاضر سعی دارد رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در کشورهای عضو OPEC (شامل ایران) با تأکید بر وابستگی مقطعی طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ بررسی کند. در این راستا از آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD) پسران (۲۰۰۴)، ریشه واحد IPS تعمیم‌یافته به صورت مقطعی (CIPS) (ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷)) و آزمون هم‌انباشتگی و سترلوند (۲۰۰۷) استفاده شده است. به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM) (ارائه‌شده توسط بای و همکاران (۲۰۰۹)) استفاده و تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بررسی جهت‌علیت نیز از طریق رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹)) انجام شده است. نتایج این تحقیق حاکی از تأثیر مثبت مصرف انرژی بر رشد اقتصادی کشورهای OPEC در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. همچنین، در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه‌علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود دارد (تأیید فرضیه بازخورد).

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، مصرف انرژی، وابستگی مقطعی، به‌روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده (Cup-FM)، تخمین‌زن میانگین گروهی تلفیقی (PMG)، کشورهای عضو OPEC.

۱. مقدمه

سیر تحولات اقتصادی در قرون اخیر، با کاربرد متنوع انرژی همراه بوده است، اما در دهه هفتاد میلادی، تکانه‌های نفتی همراه با رکود اقتصادی در غرب سبب شد تا نقش نهاده انرژی در تحولات اقتصادی، جایگاه ویژه‌ای پیدا کند و در دهه هشتاد میلادی ارتباط بین انرژی و رشد اقتصادی در کانون توجه تحلیل‌گران اقتصادی قرار گیرد (ملکی، ۱۳۸۳: ۸۲) و تاکنون در این راستا مطالعات تجربی گسترده‌ای برای کشورهای واردکننده و صادرکننده انرژی انجام شده است.

تبیین تأثیر مصرف انرژی روی رشد اقتصادی در این مطالعات، با استفاده از داده‌های سری زمانی و ترکیبی (پانل) صورت گرفته است. با توجه به این که اغلب تحلیل‌های سری زمانی با استفاده از مشاهدات محدود صورت گرفته است، به‌رغم پیشرفت فراوان در این مدل‌ها، قدرت و اعتبار آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی سری زمانی توسط بسیاری از پژوهشگران مورد تردید قرار گرفته است. به‌همین دلیل اغلب آنها در کشورهای مختلف به رفع این مشکل با استفاده از داده‌های پانل روی آورده‌اند (اگو و همکاران^۱، ۲۰۱۱: ۷۴۰۸). زیرا مدل‌های پانل درون‌زایی متغیرها^۲ را برطرف می‌کنند و با توجه به محدود بودن مدل‌های سری زمانی، می‌توانند با ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی نتایج بهتری ارائه دهند. آنچه در این زمینه از اهمیت خاصی برخوردار است، این است که وجود «وابستگی مقطعی»^۳ در داده‌های پانل در بررسی نوع و میزان این اثرگذاری، تأثیرگذار بوده و از این رو عدم توجه به این مسئله، ممکن است نتایج غیرقابل اتکا و گمراه‌کننده‌ای را به‌همراه داشته باشد (هویز و سارافیدیس^۴، ۲۰۰۶). از سوی دیگر، تأثیر متقابل انرژی و رشد اقتصادی بحث مهم

1. Eggho et al (2011)
2. Endogeneity of Regressors
3. Cross-Sectional
4. Hoyos and Sarafidis (2006)

دیگری را تحت عنوان رابطه علیت مطرح می‌کند. محور اصلی این بحث، پاسخ به این دو سؤال است که آیا رشد اقتصادی عاملی برای مصرف انرژی است؟ یا این که مصرف انرژی است که می‌تواند از کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم مانند تقاضای کل، افزایش بهره‌وری، ارتقای کارایی و ... زمینه‌های رشد اقتصادی را فراهم سازد؟

با توجه به نکات فوق، هدف اصلی مقاله حاضر، بررسی تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو OPEC^۱ (با توجه به نقش و جایگاه مهم انرژی در این کشورها) و همچنین بررسی رابطه بین این دو متغیر، طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ و با تأکید بر مسئله وابستگی مقطعی در داده‌های پانلاست. بر این اساس، فرضیه اساسی این تحقیق به صورت زیر تدوین و طراحی شده است: «مصرف انرژی، در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی کشورهای OPEC داشته و بین این دو متغیر رابطه علیت دوطرفه برقرار است».

در این راستا، مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آمده است.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند، عبارت‌اند از: انواع سرمایه و انواع نیروی کار، اعم از متخصص و غیرمتخصص. در الگوهای جدید رشد علاوه بر این عوامل تولید، عامل انرژی نیز وارد شده است ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست (آقایی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۵۰).

1. Organization of Petroleum Exporting Countries

برای تحلیل بیشتر این موضوع، دیدگاه چندتن از نظریه‌پردازان را مورد بررسی قرار می‌دهیم. برنت و وود^۱ (۱۹۷۵) از اقتصاددانان نئوکلاسیک، بیان می‌کنند که انرژی یکی از عوامل تولید در تابع تولید کل، به صورت $Q = f[G(K, E), L]$ است. به این صورت که انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده، عامل تولید G را ایجاد می‌کنند و پس از ترکیب با نیروی کار، محصول به دست می‌آید. بنابراین، انرژی ارتباط تفکیک‌پذیر ضعیفی با نیروی کار دارد. گروهی دیگر از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت (۱۹۷۸) و دنیسون^۲ (۱۹۷۹ و ۱۹۸۵) معتقدند که انرژی، نقش اندکی در رشد اقتصادی دارد و بیشتر یک نهاده واسطه‌ای و مکمل نهاده‌های نیروی کار و سرمایه محسوب می‌شود. به عبارتی دیگر، آنها بیان می‌کنند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد و به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است. اغلب اقتصاددانان نئوکلاسیک بر یک اصل معتقدند و آن این است که انرژی نقش کوچکی در تولید اقتصادی داشته و یک واسطه است و عوامل اساسی تولید، تنها نیروی کار، سرمایه و زمین می‌باشند.

دیدگاه اقتصاددانان اکولوژیست، مخالف اقتصاددانان نئوکلاسیک است. استرن^۳ (۱۹۹۳) به نقل از اقتصاددانان اکولوژیست از جمله آیرسونایر^۴ (۱۹۸۴) نقل می‌کند که انرژی تنها عامل و مهم‌ترین عامل رشد است؛ لذا کالاهای تولیدی در اقتصاد، حتی نیروی انسانی آموزش دیده و غیرمتخصص با صرف مقادیر فراوان انرژی، حاصل شده و در تولید به کار گرفته می‌شوند.

در چارچوب مکتب نئوکلاسیک نیز استرنوکلوند^۵ (۲۰۰۴) رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی را به صورت تابع تولید زیر بیان کرده‌اند:

$$(Q_1, \dots, Q_m) = f(A, X_1, \dots, X_n, E_1, \dots, E_p) \quad (1)$$

1. Berndt and Wood (1975)
2. Denison (1979, 1985)
3. Stern (1993)
4. Ayres and Nair (1984)
5. Stern and Cleveland (2004)

در رابطه فوق، Q_i : تولید کالاها و خدمات مختلف، X_i : نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل: سرمایه، نیروی کار، E_i : نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت و زغال‌سنگ A : وضعیت تکنولوژیکی یا شاخص بهره‌وری کل عوامل است. در این تابع، رابطه بین انرژی و تولید کل به وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر ترکیب عوامل انرژی و تغییر ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد (استرن و کولوند، ۲۰۰۴: ۱۸).

به این ترتیب اگر تولید را تابعی از نهاده‌های سرمایه، نیروی کار و انرژی در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$Q = A.F(K, L, E) \quad (2)$$

در رابطه فوق، Q : محصول ناخالص ملی، A : بهره‌وری کل عوامل تولید، K : عامل سرمایه، L : عامل نیروی کار و E : عامل انرژی است. پس سه عامل نیروی کار، سرمایه و انرژی باعث تغییر سطح تولید می‌گردد. نهاده E می‌تواند از مجموعه‌ای از عوامل نظیر: نفت، گاز، ذغال‌سنگ و غیره تأمین شود که به حامل‌های انرژی مشهورند. همچنین، فرض بر این است که بین میزان استفاده از این عوامل و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد. به بیان ریاضی داریم (دامن کشیده و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۰):

$$\frac{\partial Q}{\partial K} > 0, \frac{\partial Q}{\partial L} > 0, \frac{\partial Q}{\partial E} > 0 \quad (3)$$

پیندیک^۱ (۱۹۷۹) معتقد است، اثر انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. از نظر وی، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده به کار می‌رود، کاهش مصرف انرژی، در نتیجه افزایش قیمت آن، بر امکانات و میزان تولید اثر گذاشته و تولید ملی را کاهش می‌دهد. وی برای نشان دادن آن از تابع هزینه کل استفاده کرده و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام داده است.

بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، تحلیل رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از طریق تابع تولید و منحنی‌های عرضه و تقاضای کل اقتصاد نیز میسر است. به این ترتیب که انرژی به عنوان یک

1. Pindic

نهاده مهم در تابع تولید محسوب شده و افزایش آن منجر به انتقال به سمت بالای تابع تولید می‌شود. با انتقال تابع تولید، منحنی عرضه کل اقتصاد (AS) به سمت راست منتقل شده و با فرض عمودی نبودن منحنی تقاضای کل (AD)، تولید و درآمد تعادلی افزایش می‌یابد (برانسون، ۱۳۸۴: ۲۰۵-۲۰۰).

به‌طور کلی می‌توان گفت در حال حاضر چهار دیدگاه در مورد رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی (با توجه به بحث نوع رابطه علیت) مطرح است:

اولین دیدگاه در این زمینه «فرضیه رشد»^۱ است؛ که اشاره به علیت یک‌طرفه از سمت مصرف انرژی به رشد اقتصادی دارد. این فرضیه گویای نقش مهم تقاضای انرژی بر روی رشد اقتصادی در کنار سایر عوامل تولید نظیر: نیروی کار و سرمایه است و رشد اقتصادی را منوط به مصرف و تقاضای انرژی می‌داند و تأکید می‌کند که کاهش تقاضای انرژی و سیاست‌هایی که استفاده از انرژی و تداوم عرضه آن را با محدودیت مواجه می‌کند، موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. دیدگاه دوم، دیدگاه «فرضیه صرفه‌جویی»^۲ است. بر اساس این دیدگاه یک رابطه علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به تقاضای انرژی وجود دارد و سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی ممکن است تأثیر اندکی بر رشد اقتصادی داشته، یا هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته باشند (مانند کشورهایی که وابستگی کمتری به انرژی دارند). دیدگاه سوم، دیدگاه «فرضیه خنثی»^۳ است. بر اساس این دیدگاه هیچ رابطه علیتی بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی وجود ندارد. دیدگاه چهارم، «فرضیه بازخورد»^۴ است. این دیدگاه معتقد است که یک رابطه دوسویه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود دارد که بیان‌گر رابطه درونی و مکمل بودن احتمالی آنها و به‌صورت معناداری تحت تأثیر سیاست‌های اتخاذشده در حوزه انرژی و رشد اقتصادی است. در این حالت، افزایش مصرف انرژی می‌تواند رشد اقتصادی را به‌دنبال

1. Growth Hypothesis
2. Conservation Hypothesis
3. Neutrality Hypothesis
4. Feedback Hypothesis

داشته باشد و افزایش رشد اقتصادی نیز سبب افزایش مصرف انرژی خواهد شد (اگو و همکاران، ۲۰۱۱: ۷۴۰۹ و از ترک^۱، ۲۰۱۰: ۳۴۱-۳۴۰).

۲-۲. مطالعات تجربی

پس از نخستین مطالعه در زمینه مصرف انرژی و رشد اقتصادی توسط کرافت و کرافت^۲ (۱۹۷۸)، تاکنون مطالعات بسیاری در زمینه آثار متقابل و علیت گرنجری میان این دو متغیر انجام شده است. در جدول (۱) منتخبی از این مطالعات، به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی آمده است.

-
1. Ozturk (2010)
 2. Kraft and Kraft (1978)

جدول ۱. خلاصه‌ای از منتخب مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق

نتیجه	متدولوژی	سایر متغیرها	کشور و بازه زمانی	محققین
GDP→EC	علیت گرنجری	-	آمریکا (۱۹۴۷-۱۹۷۴)	کرافت و کرافت (۱۹۷۸)
EC→GDP (هند)، GDP→EC (اندونزی و پاکستان) و EC↔GDP (مالزی، فیلیپین و سنگاپور)	هم‌انباشتگی و ECM	-	۶ کشور آسیایی (۱۹۵۵-۱۹۹۰)	مسیح و مسیح ^۱ (۱۹۹۶)
EC→GDP	VECM	-	اندونزی (۱۹۷۳-۱۹۹۵)	آدجایی ^۲ (۲۰۰۰)
EC→GDP	پانل VECM	-	۱۸ کشور در حال توسعه (۱۹۷۵-۲۰۰۱)	لی ^۳ (۲۰۰۵)
GDP→EC	هم‌انباشتگی پانلی و GMM	-	۶ کشور حوزه خلیج فارس (۱۹۷۰-۲۰۰۲)	الایرانی ^۴ (۲۰۰۶)
GDP↔EC	پانل VAR و GMM	-	۱۸ کشور در حال توسعه (۱۹۷۱-۲۰۰۲)	لی و چانگ ^۵ (۲۰۰۷)
GDP→EC		-	۲۲ کشور توسعه یافته (۱۹۶۵-۲۰۰۲)	
GDP→EC	هم‌انباشتگی پانلی و ECM	-	۱۱ کشور صادرکننده نفت (۱۹۷۱-۲۰۰۲)	مهرآرا ^۶ (۲۰۰۷)

1. Masih and Masih (1996)
2. Adjaye (2000)
3. Lee (2005)
4. Alirani (2006)
5. Lee and Chang (2007)
6. Mehrara (2007)

نتیجه	متدولوژی	سایر متغیرها	کشور و بازه زمانی	محققین
$\hat{\beta}_{LEC} = (0.12 - 0.39)$ در کوتاه مدت و بلندمدت EC→GDP	هم‌انباشتگی پانلی، OLS FMOLS.DOLS PMG و	K	کشورهای گروه هفت (۱۹۷۲-۲۰۰۲)	نارایان و اسمیت ^۱ (۲۰۰۸)
در کوتاه مدت و بلندمدت GDP→EC	هم‌انباشتگی پانلی و ECM	-	۶ کشور آمریکای مرکزی (۱۹۸۰-۲۰۰۴)	آپرچیس و پین ^۲ (۲۰۰۹)
GDP↔EC	آزمون باند ARDL	-	ترکیه (۱۹۶۸-۲۰۰۵)	اوزترک و آکاروکی ^۳ (۲۰۱۰)
$\hat{\beta}_{LEC} = 0.57$ در کوتاه مدت و بلندمدت GDP↔EC	هم‌انباشتگی پانلی، PMG و DOLS	L, K, CPI	۱۰ کشور آفریقای صادرکننده انرژی (۱۹۷۰-۲۰۰۶)	اگو و همکاران (۲۰۱۱)
$\hat{\beta}_{LEC} = 0.27$ GDP↔EC			۱۱ کشور آفریقای وردکننده انرژی (۱۹۷۰-۲۰۰۶)	
$\hat{\beta}_{LEC} = 0.35, 0.40$ در کوتاه مدت و بلندمدت GDP↔EC	هم‌انباشتگی پانلی و VECM	L, K, X, M	۷ کشور آمریکای جنوبی (۱۹۸۰-۲۰۰۷)	سادورسکی ^۴ (۲۰۱۲)
در بلندمدت در کوتاه مدت و بلندمدت $\hat{\beta}_{LEC} = 0.42$ $\hat{\beta}_{LEC} = 0.11$	آزمون باند ARDL	L, K, X	پاکستان (۱۹۷۲-۲۰۱۰)	شهباز و همکاران ^۵ (۲۰۱۳)

1. Narayan and Smyth (2008)
2. Apergis and Payne (2009)
3. Ozturk and Acaravci (2010)
4. Sadorsky (2012)
5. Shahbaz et al. (2013)

نتیجه	متدولوژی	سایر متغیرها	کشور و بازه زمانی	محققین
$\hat{\beta}_{LEC} = 0.004, 0.009$ در کوتاه‌مدت و در بلندمدت EC→GDP	هم‌انباشتگی پانلی، DOLS, FMOLS و VECM	L, K, T	۹ کشور منطقه منا (۱۹۹۰-۲۰۰۹)	فرهانی و همکاران ^۱ (۲۰۱۴)
GDP↔EC	پانل VAR	L, K	۹ کشور جنوب و جنوب شرقی آسیا (۱۹۹۰-۲۰۱۲)	رزیتیس و احمد ^۲ (۲۰۱۵)
در بلندمدت در کشورهای با درآمد پایین و بالای GDP→EC و در کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط و درآمد بالاتر از متوسط GDP↔EC	هم‌انباشتگی پانلی و ECM	-	۹۵ کشور جهان در ۴ گروه: درآمد پایین، درآمد پایین‌تر از متوسط، درآمد بالاتر از متوسط و درآمد بالا (۱۹۷۱-۲۰۰۸)	فرهانی و رجب ^۳ (۲۰۱۵)
در کوتاه‌مدت و بلندمدت GDP↔EC	آزمون باند ARDL	-	داده‌های سری زمانی کل دنیا (۱۹۶۵-۲۰۱۳)	مارکوس و همکاران ^۴ (۲۰۱۶)
$\hat{\beta}_{EC} = 39.15$ در کوتاه‌مدت EC→GDP و در بلندمدت GDP↔EC	هم‌انباشتگی یوهانسن و VECM	CPI, M	ایران (۱۳۶۰-۱۳۸۰)	ملکی (۱۳۸۳)
$\hat{\beta}_{LEC} = 0.23, 0.75, 1.01$	آزمون هم‌انباشتگی گریگوری-هانسن	-	ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۴)	بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)
$\hat{\beta}_{LGDP} = 0.993$	هم‌انباشتگی پانلی و DOLS	-	۳۱ کشور عضو OECD (۱۹۸۰-۲۰۰۸)	فطرس و همکاران

1. Farhani et al. (2014)

2. Rezitis & Ahammad (2015)

3. Farhani and Rejeb (2015)

4. Marques et al. (2016)

نتیجه	متدولوژی	سایر متغیرها	کشور و بازه زمانی	محققین
$\beta_{LGDP} = 0.778$			۱۰۱ کشور غیر OECD (۱۹۸۰-۲۰۰۸)	(۱۳۹۰)
$\beta_{LEC} = 0.26$ EC→GDP	آزمون باند ARDL	L, K, X	ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۶)	حیدری و سعیدپور (۱۳۹۱)
$\beta_{EC} = 118340$	FE	-	کشورهای منتخب سند چشم‌انداز ۲۰ ساله ایران (۱۹۹۰-۲۰۰۹)	دامن‌کشیده و همکاران (۱۳۹۲)
در کوتاه‌مدت و بلندمدت GDP↔EC	هم‌انباشتنی پانلی و VECM	CPI	کشورهای اوپک (۱۹۷۸-۲۰۰۸)	هوشمند و همکاران (۱۳۹۲)
EC→GDP	GMM	-	کشورهای منطقه منا (۱۹۸۰-۲۰۰۹)	صادقی و همکاران (۱۳۹۳)

یادداشت‌ها: L: نیروی کار، K: سرمایه، CPI: شاخص قیمت مصرف‌کننده، X: صادرات، M: واردات، T: تجارت (مجموع صادرات و واردات)، ECM: مدل تصحیح خطا، VECM: مدل تصحیح خطای برداری، VAR: خودرگرسیون برداری، GMM: گشتاورهای تعمیم‌یافته، OLS: حداقل مربعات معمولی، DOLS: حداقل مربعات معمولی پویا، FMOLS: حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده، PMG: میانگین گروهی تلفیقی، ARDL: خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، EC: مصرف انرژی، GDP: تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)، β_{LEC} : ضریب لگاریتم مصرف انرژی مدل تحقیق در رگرس آن روی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، β_{LGDP} : ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی مدل تحقیق در رگرس آن روی لگاریتم مصرف انرژی، β_{EC} : ضریب مصرف انرژی مدل تحقیق در رگرس آن روی تولید ناخالص داخلی، EC→GDP: نشان‌دهنده رابطه علیت از سمت مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی (تأیید فرضیه رشد)، GDP→EC: نشان‌دهنده رابطه علیت از سمت تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی (تأیید فرضیه محافظه کارانه)، GDP↔EC: نشان‌دهنده علیت دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی (تأیید فرضیه بازخورد) و GDP↔↔EC: نشان‌دهنده عدم رابطه علیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی (تأیید فرضیه خنثی).
مأخذ: یافته‌های تحقیق.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی فوق و نوآوری این مطالعه، می‌توان گفت که مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع، در برخی موارد، نتایج متناقض و ناسازگاری ارائه داده‌اند که صرف‌نظر از تفاوت‌های سیاسی، ساختاری و نهادی مربوط به کشورهای مورد مطالعه، ناشی از تفاوت در مدل‌سازی و نوع متغیرهای کنترل انتخاب شده تحقیق، روش‌شناسی تحقیق، قلمرو زمانی و مکانی تحقیق، نوع روش بررسی علیت و ساختار وقفه‌ای به کار گرفته شده در الگوهای مورد استفاده است. بر این اساس می‌توان نوآوری مطالعه حاضر را (صرف‌نظر از مکان و بازه‌ی زمانی) در دو مورد مهم زیر بیان کرد که باعث شده است تا میزان دقت و اطمینان به نتایج حاصله به صورت قابل توجهی افزایش یابد:

۱. بسیاری از مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه بررسی تأثیر مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی و همچنین آزمون علیت بین این دو متغیر، بدون در نظر گرفتن سایر متغیرهای اساسی مؤثر بر رشد اقتصادی انجام شده است (همانند بسیاری از مطالعات تجربی ارائه‌شده در جدول (۱)). همان‌طور که از ترک (۲۰۱۰) بیان می‌کند، مسأله‌ی تورش در تصریح مدل، به دلیل حذف متغیرهای اساسی مؤثر بر رشد اقتصادی، مثل نیروی کار، سرمایه و مواردی از این قبیل، موجب استنتاج و نتیجه‌گیری اشتباه در این بررسی خواهد شد. بر این اساس مطالعه حاضر تأثیر مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی و همچنین آزمون علیت بین این دو متغیر را با در نظر گرفتن متغیرهای اساسی مؤثر بر رشد اقتصادی انجام داد است.

۲. جنبه دوم و اصلی تفاوت مطالعه حاضر با سایر مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق، توجه به مسئله «وابستگی مقطعی» است. در صورت تأیید این مسئله، عدم توجه به آن و استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی پانلی معمول، ممکن است نتایج غیرقابل اتکا و گمراه‌کننده‌ای را به همراه داشته باشد. بر این اساس و با توجه به وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل، از آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD) پسران^۱ (۲۰۰۴)، ریشه واحد IPS تعمیم‌یافته به صورت مقطعی (CIPS) (ارائه‌شده

1. Pesaran's Cross-Section Test

توسط پسران^۱ (۲۰۰۷)) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند^۲ (۲۰۰۷) استفاده شده است. به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده^۳ (Cup-FM) ارائه‌شده توسط بای و همکاران^۴ (۲۰۰۹)) استفاده شده است؛ تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بررسی جهت علیت نیز از طریق رویکرد میانگین گروهی تلفیقی^۵ (PMG) ارائه‌شده توسط پسران^۶ (۱۹۹۹)) انجام شده است. این رویکرد نیز در مطالعات داخلی گذشته کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. مدل تحقیق

مدل مورد استفاده در این مطالعه به‌منظور بررسی تأثیر مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی کشورهای عضو OPEC، مدل مورد استفاده در مطالعات لین و اسمیت^۷ (۲۰۱۰)، سادورسکی (۲۰۱۲)، شهباز و همکاران (۲۰۱۳) و فرهانی و همکاران (۲۰۱۴) است. آنها با در نظر گرفتن متغیر انرژی در کنار سایر عوامل اساسی مؤثر بر تولید، نظیر: نیروی کار، سرمایه و تجارت ضمن رفع مشکل تورش ناشی از حذف متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، تابع تولید کاب‌داگلاس را به‌صورت زیر بازنویسی کرده‌اند:

$$Y_{it} = A_i E_{it}^{\alpha_{1i}} L_{it}^{\alpha_{2i}} K_{it}^{\alpha_{3i}} T_{it}^{\alpha_{4i}} e^{\varepsilon_{it}} \quad (4)$$

در رابطه فوق، Y: تولید کل، A: عامل بهره‌وری کل (پیشرفت تکنولوژی)، E: انرژی، L: نیروی کار، K: سرمایه، T: تجارت، e: عدد نپر، ε : جزء خطا، $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ و α_4 به ترتیب نشان‌دهنده کشش تولید نسبت به انرژی، نیروی کار، سرمایه و تجارت، i: مقاطع (کشورها) و t بازه‌ی زمانی

1. Pesaran (2007)
2. Westerlund (2007)
3. Continuously-Updated and Fully-Modified
4. Bai et al. (2009)
5. Pooled Mean Group
6. Pesaran et al. (1999)
7. Lean and Smyth (2010)

است. با گرفتن لگاریتم طبیعی از این رابطه و قرار دادن $\ln A_i = \alpha_{0i}$ ، می‌توان به مدل نهایی زیر دست یافت:

$$\ln Y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln E_{it} + \alpha_{2i} \ln L_{it} + \alpha_{3i} \ln K_{it} + \alpha_{4i} \ln T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

معادله فوق مبنای مدل این تحقیق است. تعاریف متغیرهای معادله‌ی فوق که در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته‌اند عبارتند از:

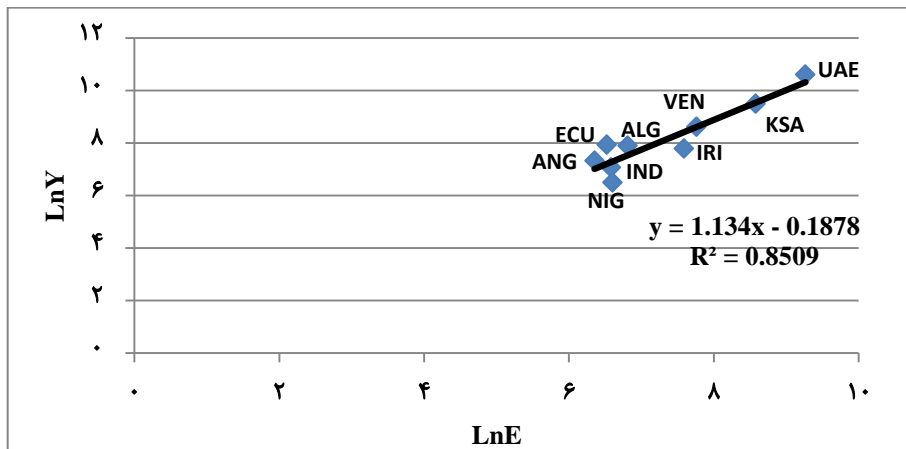
$\ln Y$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی (GDP) سرانه بر حسب دلار آمریکا به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵، به عنوان پروکسی متغیر رشد اقتصادی، $\ln E$: لگاریتم طبیعی سرانه مصرف انرژی (بر حسب کیلوگرم معادل نفتی) به عنوان پروکسی متغیر انرژی، $\ln L$: لگاریتم طبیعی نیروی کار سرانه به عنوان پروکسی متغیر نیروی کار، $\ln K$: لگاریتم طبیعی نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، به عنوان پروکسی متغیر سرمایه و $\ln T$: لگاریتم طبیعی نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به عنوان پروکسی بازبودن تجاری و متغیر تجارت.

همچنین α_{0i} : اثر ثابت مقاطع (کشورها)، t : دوره زمانی (۲۰۱۱-۱۹۹۰)، i : تعداد مقاطع^۱ (کشورهای منتخب OPEC) ($i=1, \dots, 9$) و ε_{it} جزء خطا است.

در نمودار (۱) رابطه بین رشد اقتصادی با لگاریتم سرانه مصرف انرژی در کشورهای منتخب عضو OPEC نشان داده شده است. همان‌طور که از مبانی نظری و مطالعات تجربی انتظار می‌رفت، نتایج مشاهده شده از این نمودار نیز حاکی از آن است که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) با لگاریتم سرانه مصرف انرژی حرکت همسو دارد. در ادامه سعی شده است با استفاده از آزمون‌های نوین اقتصادسنجی در داده‌های پانل با وابستگی مقطعی، تبیین دقیق‌تری از میزان تأثیر سرانه مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو OPEC ارائه داده شود.

۱- این کشورها با توجه به در دسترس بودن داده‌ها، به همراه تام اخضاری عبارتند از: آنگولا (ANG)، الجزایر (ALG)، اکوادور (ECU)، اندونزی (IND)، ایران (IRI)، عربستان (KSA)، نیجریه (NIG)، امارات (UAE) و ونزوئلا (VEN).

نمودار ۱. رابطه بین میانگین رشد اقتصادی و میانگین لگاریتم سرانه مصرف انرژی در کشورهای منتخب عضو OPEC طی دوره‌ی زمانی (۱۹۹۰-۲۰۱۱)



۲-۳. روش تحقیق

الگوی مورد نظر در این مقاله به صورت یک معادله پانل (ترکیبی) است. در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی^۱ دارند. در حالی که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۹). بنابراین نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌ها است. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر: آزمون‌های بروس و پاگان^۲ (۱۹۸۰) و آزمون پسران^۳ (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که

1. Cross- Sectional Independence
2. Breusch and Pagan (1980)
3. Pesaran's Cross- Sectional Dependence (2004)

در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، برخلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه‌های صفر و رقیب این آزمون به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: p_{ij} = p_{ij} = E(u_{it}v_{it}) = 0 \text{ for all } i \neq j \quad H_1: p_{ij} = p_{ij} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0 \text{ for all } i \neq j$$

برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{P}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (۶)$$

که در آن، \hat{P}_{ij} ضرایب همبستگی جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$ است:

$$\hat{P}_{ij} = \hat{P}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2)^{1/2}} \quad (۷)$$

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی مانند آزمون‌های لوین و همکاران^۱ (LLC) (۲۰۰۲) و ایم و همکاران^۲ (IPS) (۲۰۰۳)، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS) است که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شده است. پسران جهت فرموله

1. Levin et al. (2002)

2. Im et al. (2003)

کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) مقطعی زیر که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای آزمون مقطعی برآورد می شود، استفاده کرده است:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \alpha_i + \rho_i y_{it} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{ij} \bar{y}_{i,t-j} + \varepsilon_{ij} \cdot \bar{y}_{t-1} \\ &= \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N y_{i,t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

آماره این آزمون بر اساس میانگین آماره های ADF مقطعی فردی به صورت زیر است:

$$CIPS(N, T) = \bar{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i(N, T) \quad (9)$$

که در آن، τ_i آماره الگوی CADF برای هر مقطع انفرادی در پانل (آماره t_i ضریب y_{it} در معادله (۲)، یعنی: ρ_i) است (پسران، ۲۰۰۷: ۲۷۶). مقدار آماره فوق با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۷۹-۲۸۱) مقایسه و در صورت بزرگ تر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن) متغیر رد و مانایی متغیر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت. همچنین در صورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش های مرسوم هم جمعی پانلی مانند پدرونی^۱ (۲۰۰۳) و کائو^۲ (۱۹۹۹) احتمال وقوع نتایج هم جمعی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون های هم جمعی پانلی متعددی پیشنهاد شده است که روش پیشنهادی وسترلوند (۲۰۰۷) از آن جمله است. این آزمون بر این اساس طراحی شده است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی را با توجه به این که جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار

1. Pedroni (2004)

2. Kao (1999)

می‌دهد. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد. این آزمون تصحیح خطا فرآیندی به صورت مدل زیر دارد:

$$\Delta Y_{it} = \delta_i d_t + \alpha_i (Y_{i,t-1} - \beta_i X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

در رابطه فوق، d_t در بردارنده اجزای قطعی و Y_{it} و X_{it} به ترتیب نشان‌دهنده متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مدل است. معادله بالا را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta Y_{it} = \delta_i d_t + \alpha_i Y_{i,t-1} - \alpha_i \beta_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{ij} \quad (11)$$

در معادله فوق، پارامتر α_i نشان‌دهنده سرعت تعدیل سیستم $Y_{i,t-1} - \beta_i X_{t-1}$ به سمت تعادل بلندمدت پس از وقوع یک شوک ناگهانی است. اگر $\alpha_i < 0$ ، مدل تصحیح خطا است و نشان می‌دهد که Y_{it} و X_{it} هم‌انباشته هستند. اگر $\alpha_i = 0$ ، تصحیح خطا و در نتیجه رابطه بلندمدت نیز وجود ندارد. فرضیه صفر برای تمام مقاطع موجود در پانل عبارت است از: $H_0: \alpha_i = 0$ برای تمام $i = 1, \dots, N$ در حالی که فرضیه مقابل برابر است با: $H_0: \alpha_i \neq 0$ برای $i = 1, \dots, N_1$ و $\alpha_i = 0$ برای $i = N_1 + 1, \dots, N$. بر اساس فرضیه مقابل، α_i در بین مقاطع مختلف، متفاوت است (اگو و همکاران، ۲۰۱۱: ۷۴۱۳). وسترلوند (۲۰۰۷)، چهار آماره مختلف را به منظور بررسی هم‌انباشتگی پانل بر اساس تخمین‌های حداقل مربعات α_i و آماره‌های t آن‌ها پیشنهاد داده است. دو آزمون از این چهار آزمون، آزمون‌های پانل با فرضیه مقابل هم‌انباشتگی کل پانل هستند ($H_1: \alpha_i = \alpha < 0$ برای تمام آن‌ها). دو آزمون آزمون‌های میانگین گروه هستند که به آزمون فرضیه مقابل مبنی بر این که برای حداقل یک مقطع، شواهدی از هم‌انباشتگی وجود دارد، می‌پردازند ($H_1: \alpha_i < 0$ برای حداقل یک i). آماره‌های پانل P_α و P_T به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند، در

حالی که آماره‌های میانگین گروه G_T و G_α به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی می‌پردازند (همان). وسترلوند (۲۰۰۷) در این آزمون از روشی تحت عنوان "بوت‌استرپ"^۱ (خودگردان سازی) که توسط چانگ^۲ (۲۰۰۴) مطرح شده، برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده نموده است.

همان‌طور که اگو و همکاران (۲۰۱۱: ۷۴۱۳) بیان می‌کنند، با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی نظیر پدرونی (۲۰۰۳) و وسترلوند (۲۰۰۷)، فقط می‌توان به بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پی برد. این روش‌ها قادر به برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت این متغیرها نیستند. در این راستا، بای و همکاران (۲۰۰۹) برآوردگری به نام به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) را برای داده‌های پانلی که در آنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده (FM-LS) پیشنهاد دادند. این برآوردگر همانند برآوردگر FM-LS، نسبت به اریب خودهمبستگی پایایی و اریب درون‌زایی مقاوم است و علاوه بر این، نسبت به مانایی و نامانایی متغیرهای توضیحی بی‌تفاوت است. به‌منظور معرفی این برآوردگر فرض می‌کنیم، یک الگوی پانل به صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \alpha_{it}\beta + e_{it} \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

در این رابطه، y_{it} : متغیر وابسته، x_{it} : مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی نامانا، β : یک بردار $k \times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it} : جمله اخلاص معادله رگرسیون است. برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی برای بردار پارامترهای β به صورت زیر ارائه می‌شود (بای و همکاران، ۲۰۰۹: ۸۹):

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \hat{x}_{it} x_{it} \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it} y_{it} \quad (13)$$

1. Bootstrap
2. Chang (2004)

بر اساس تحلیل فیلیپس و هانسن^۱ (۱۹۹۰) توزیع حدی این برآوردگر به دلیل اریب به وجود آمده بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر در شرایطی که x_{it} به‌طور اکید برون‌زا باشد. در این راستا می‌توان به منظور دست‌یابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی یک برآوردگر FM-LS را به روش فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) برای داده‌های پانلی ارائه داد (بای و همکاران، ۲۰۰۹: ص ۸۳). از طرفی، فرض استقلال مقطعی در مطالعات سری زمانی اقتصادی بسیار محدودکننده و به‌سختی قابل توجیه است. بای و همکاران (۲۰۰۹) برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی، فرض نموده‌اند که جمله خطای معادله و رگرسیون از الگوی عاملی زیر تبعیت می‌کند:

$$e_{it} = \lambda_{it}F_t + u_{it} \quad (14)$$

که در آن F_t یک بردار $1 \times r$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_{it} یک بردار $1 \times r$ از وزن‌های عاملی است (همان)؛ بنابراین الگوی پانلی رابطه (۱۱) را می‌توان در این حالت به صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \hat{x}_{it}\beta + \lambda_{it}F_t + u_{it} \quad (15)$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلاص و وارد نمودن آن به تابع رگرسیون باعث بهبود تخمین‌ها می‌شود، زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} مانا بوده و F_t با x_{it} همبسته باشد، با در نظر گرفتن F_t به‌عنوان جزئی از جمله اخلاص، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند به صورت زیر معرفی شده است:

$$\hat{\beta}_{\text{Cup-FM}} = \left[\sum_{i=1}^N \hat{x}_i M_{\hat{F}} x_{it} \right]^{-1} \sum_{i=1}^n (\hat{x}_i M_{\hat{F}} y_i + T(\hat{\Delta}^+_{\varepsilon ui} - \hat{\delta}_i \hat{\Delta}^+_{\eta u})) \quad (16)$$

$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i \hat{\beta}_{\text{Cup-FM}})(y_i - x_i \hat{\beta}_{\text{Cup-FM}}) \right]$$

1. Philips and Hansen (1990)

در دو معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک طرفه، V_{nt} ماتریس قطری از r تا از بزرگترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به صورت کاهنده مرتب شده‌اند و متغیرهای y_i^+ ، F ، x_i و u_i نماینده بردارهای زیر هستند:

$$y_i^+ = \begin{bmatrix} y_{i1}^+ \\ y_{i2}^+ \\ \vdots \\ y_{iT}^+ \end{bmatrix}, x_i^+ = \begin{bmatrix} x_{i1}^+ \\ x_{i2}^+ \\ \vdots \\ x_{iT}^+ \end{bmatrix}, F = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_T \end{bmatrix}, u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \quad (17)$$

متغیر η نیز جمله اخلاص فرآیند خود توضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به صورت زیر معرفی شده است (همان: ۸۶):

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \quad (17)$$

همچنین، فرض می‌شود که رابطه $u_{it} = a_i \eta_t + b_{it}$ بین جملات اخلاص دو معادله (۱۲) و (۱۷) برقرار باشد. متغیرهای y_i^+ ، δ_i و $M_{\hat{F}}$ نیز با استفاده از فرمول‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\Omega}_{ubi} \hat{\Omega}_{bi}^{-1} \begin{bmatrix} \Delta \hat{x}_{it} \\ \Delta \hat{F}_t \end{bmatrix}, \hat{\delta}_i = \left(\hat{F} \hat{F} \right)^{-1} \hat{F} \hat{x}_i, M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2} \hat{F} \hat{F} \quad (18)$$

در فرمول‌های فوق، $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دو طرفه و I_T ماتریس یک T -بعدی است. به این ترتیب، برآوردگر Cup-FM در نتیجه حل تکراری دو مجهول $\hat{\beta}_{Cup-FM}$ و \hat{F} در دو معادله رابطه (۱۵) به دست می‌آید (همان: ۸۶-۸۵).

به منظور تخمین ضرایب کوتاه مدت مدل و بررسی رابطه علیت بین متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف انرژی نیز از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (ARDL پانلی)، ارائه شده توسط پسران و همکاران^۱ (۱۹۹۹) استفاده شده است. به منظور تشریح این روش، مدل $ARDL(p, q, q, \dots, q)$ پانلی را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

1. Pesaran et al. (1999)

$$y_{it} = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}' x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

در رابطه فوق: تعداد گروه‌ها (مقاطع)، t : دوره زمانی، μ_i : جمله اثرات ثابت مقاطع، ε_{it} : جمله خطای هر مقطع، λ_{ij} : ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، δ_{ij} : ضرایب با وقفه و بدون وقفه متغیر مستقل. x_{it} : بردار $1 \times k$ متغیرهای توضیحی برای گروه i است. با پارامتربندی مجدد^۱ رابطه (۱۹) بر اساس یک الگوی تصحیح خطا داریم:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{it-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

در رابطه فوق φ_i جزء تعدیل بوده که نشان‌دهنده سرعت تصحیح خطاست. با این فرض که ریشه‌های چندجمله‌ای $0 = 1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Z^j$ همگی خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند و در نظر گرفتن یک سری فروض اساسی دیگر، مدل ARDL فوق پایدار است. این فرض باعث می‌شود که $0 < \varphi_i$ و یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل به صورت زیر وجود داشته باشد (پسران و همکاران، ۱۹۹۹: ۶-۵):

$$y_{it} = -\left(\frac{\beta_i}{\varphi_i}\right) x_{it} + \eta_{it} \quad (21)$$

در رابطه فوق η_{it} یک فرآیند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت $\theta = -\frac{\beta_i}{\varphi_i}$ ، در بین گروه یکسان هستند. همچنین، φ_i در رابطه (۲۰) به صورت یک جمله تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و در صورتی که $0 < \varphi_i < 1$ باشد از وجود رابطه تصحیح خطا که رویکردی به بحث همگرایی است، مطمئن می‌شویم. از آنجا که رابطه (۱۹) یک رابطه غیرخطی است، با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی می‌توان ضرایب بلندمدت و ضرایب تصحیح خطای هر گروه را برآورد کرد (همان). با توجه به توضیحات فوق می‌توان گفت که علیت بلندمدت با توجه به معنی‌داری و

1. Reparametrized

منفی بودن آماره اجزاء تعدیل یعنی φ_i ، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. علیت کوتاه‌مدت نیز از طریق بررسی اهمیت آماری، آماره F جزئی ضرایب متغیرهای مستقل بررسی می‌شود (اگو و همکاران، ۲۰۱۱). شایان ذکر است که در این مقاله به منظور انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای EXCEL، EViews، STATA و GAUSS استفاده شده است.

۴. نتایج تجربی

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. در این تحقیق، آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) برای مدل مورد بررسی انجام شده و مقدار آماره آزمون $3/67$ - به دست آمده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است (و در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد به ترتیب، $1/64$ ، $-1/96$ و $-2/57$ است)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱ درصد رد شده و وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است. با توجه به ساختار اقتصادی تقریباً مشابه کشورهای عضو OPEC و وابستگی بالا اقتصاد این کشورها به انرژی (بالاخص نفت)، چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نبوده است.

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند (C+T) در سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای جدول (۲) آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷:۲۸۱) در قسمت پایین جدول (۲)، نتیجه می‌گیریم تمام متغیرها در سطح ناماننا هستند، اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد یعنی $I(1)$ برخوردارند.

۱. این آزمون در نرم‌افزار STATA به راحتی از طریق دستور XtcSD قابل اجراست.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

درجه مانایی	آماره CIPS				متغیر
	با یک تفاضل		در سطح		
	C+T	C	C+T	C	
I(1)	-۳/۴۵۴	-۳/۰۸۴	-۲/۱۲۶	-۱/۳۸۵	LY _{it}
I(1)	-۳/۳۸۸	-۳/۱۴۵	-۲/۲۲۴	-۱/۴۲۴	LE _{it}
I(1)	-۳/۶۵۸	-۳/۸۶۴	-۲/۱۲۵	-۱/۴۸۲	LL _{it}
I(1)	-۳/۵۴۸	-۳/۴۶۵	-۲/۰۸۳	-۱/۳۴۸	LK _{it}
I(1)	-۹/۹۱۸	-۲/۷۵۳	-۲/۰۴۸	-۱/۱۲۴	LT _{it}
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح اطمینان مختلف (T= 20, N = 10)					
	٪۱۰	٪۵	٪۱		حالت
	-۲/۲۱	-۲/۳۴	-۲/۶۰		C
	-۲/۷۴	-۲/۸۸	-۳/۱۵		C+T

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران، از جدول ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰).

با توجه به وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشه واحد و این که تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین مدل‌های یادشده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) پرداخته شده است. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.^۱ با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_T و دو آماره پانل P_T و P_{α} در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول (۳) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را که به وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به دست آمده است را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_T و G_{α}

۱. این آزمون در نرم‌افزار STATA به راحتی از طریق دستور Xtwest قابل اجراست.

دو آماره پانل P_T و P_α در مدل رد می‌شود. بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی وسترونند (۲۰۰۷) وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را می‌توان پذیرفت.

جدول (۳). نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترونند (۲۰۰۷)

آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_T	-۳/۱۴۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_α	-۷/۷۰۱	۰/۹۹۷	۰/۰۰۲
P_T	-۲۶/۰۱۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_α	-۹/۰۵۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

* طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel به صورت $3 \approx (T/100)^{2/9}$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است. مأخذ: محاسبات تحقیق.

بعد از اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد کرد. قبل از تخمین مدل به روش به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM)، به منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل و داده‌های تلفیقی^۱ (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده است که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره‌ی زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS / N - 1}{URSS / NT - K - N} \quad (22)$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به دست آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر (H_0) این آزمون آن است

1. Pooling Data

که هر یک از مقاطع عرض از مبداهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض از مبداهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). از آنجا که محاسبات این تحقیق احتمال پذیرش فرضیه صفر را در مدل تحقیق $0/000$ به دست آورده است، لذا فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین مدل‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است که این مدل‌ها به روش داده‌های پانل برآورده شود. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به دلیل وابستگی مقطعی در مدل‌های یادشده، به منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش Cup-FM استفاده شده است. نتایج این تخمین در جدول (۴) گزارش شده است.^۱

جدول (۴). تخمین ضرایب بلندمدت با روش Cup-FM

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LE _{it}	۰/۳۸۲***	۰/۰۸۲	۴/۶۵۸
LL _{it}	۰/۶۴۴***	۰/۱۰۲	۶/۳۱۴
LK _{it}	۰/۲۵۸***	۰/۰۶۸	۳/۷۹۴
LT _{it}	۰/۰۸۴**	۰/۰۳۸	۲/۲۱۰

* علایم ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

نتایج ارائه شده در جدول (۴) نشان می‌دهد که ضرایب تمام متغیرها، مطابق انتظارات تئوریکی در سطح بالایی معنادار شده‌اند. مصرف انرژی با ضریب معنی‌دار $0/382$ بر تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) در بلندمدت تأثیرگذار است؛ به این معنی که با افزایش ۱ درصدی در مصرف انرژی با فرض ثبات سایر شرایط، در بلندمدت، رشد اقتصادی $0/382$ درصد افزایش خواهد یافت.

۱. در نرم‌افزار GAUSS مقدار عرض از مبدأ در روش Cup-FM به‌طور خودکار ارائه داده نمی‌شود. به هر حال این ضریب اهمیت آماری چندانی ندارد و در صورت لزوم می‌توان آن را به صورت دستی و جای‌گذاری در معادله رگرسیونی تحقیق محاسبه کرد.

متغیرهای نیروی کار سرانه و نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی نیز مطابق انتظار در بلندمدت دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی هستند؛ به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصدی در این متغیرها با فرض ثبات سایر شرایط، در بلندمدت، به ترتیب رشد اقتصادی ۰/۶۴۴ درصد و ۰/۲۵۸ درصد افزایش می‌یابد. لذا، ساختار تولیدی و اقتصادی کشورهای OPEC علاوه بر نیروی کار و سرمایه، به مصرف انرژی نیز وابسته بوده و لازم است در به کارگیری سیاست‌هایی که تداوم عرضه و مصرف انرژی در این کشورها را با محدودیت مواجه می‌کنند، با احتیاط عمل شود. نتیجه به دست آمده در زمینه اثر مثبت مصرف انرژی بر رشد اقتصادی، با بسیاری از مطالعات بین‌کشوری انجام شده در این زمینه مانند مطالعات اگو و همکاران (۲۰۱۱)، سادورسکی (۲۰۱۲)، فرهانی و همکاران (۲۰۱۴) و دامن کشیده و همکاران (۱۳۹۲) همسویی نزدیکی دارد. حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) نیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای OPEC دارد، اما اندازه عددی این ضریب ناچیز بوده (۰/۰۸۴) است؛ به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصدی در این متغیر با فرض ثبات سایر شرایط، در بلندمدت، رشد اقتصادی تنها ۰/۰۸۴ درصد افزایش خواهد یافت. لذا انتظار نمی‌رود افزایش سهم تجارت از تولید ناخالص اثر قابل ملاحظه‌ای بر رشد و شکوفایی اقتصاد این کشورها داشته باشد. با توجه به ترکیب محصولات صادراتی و وارداتی این کشورها که عمدتاً شامل صادرات نفت خام و مواد اولیه و واردات کالاهای مصرفی است، نتیجه مذکور دور از انتظار نبوده است.

پس از تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، در ادامه به بررسی رابطه‌های کوتاه‌مدت و علیت بین متغیرهای مدل می‌پردازیم.^۱ جدول (۵)، نتایج این بررسی را نشان می‌دهد. میزان وقفه

۱. از آنجا که هدف اصلی این قسمت از تحقیق، تخمین ضرایب کوتاه‌مدت در مدل مورد بررسی تحقیق و بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی است، نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و رابطه علیت تنها برای زمانی که این دو متغیر، به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده‌اند، گزارش شده است و این نتایج برای سایر متغیرها (زمانی که به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شوند) به دلیل صرفه‌جویی و کم‌اهمیت بودن اعلام نشده است.

بهینه در این مدل‌ها بر اساس معیار شوارتز بیزین، «یک» انتخاب شده است. همان‌طور که در قسمت روش تحقیق نیز توضیح داده شده است، بررسی میزان تأثیرگذاری و رابطه علیت کوتاه‌مدت بین متغیرها از طریق معنادار بودن آماره F جزئی که مرتبط با متغیرهای سمت راست معادلات است تعیین می‌شود و وجود یا عدم وجود رابطه علیت بلندمدت بین متغیرها نیز با استفاده از معنادار بودن آماره t ضریب جزء تصحیح خطای مدل مشخص می‌شود.

جدول (۵). تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و آزمون علیت با روش PMG

منشأ علیت (متغیرهای مستقل)					
علیت بلندمدت	ضرایب کوتاه‌مدت (علیت کوتاه‌مدت)				متغیر وابسته
ECT	ΔLnT_{it}	ΔLnK_{it}	ΔLnL_{it}	ΔLnE_{it}	ΔLnGDP_{it}
-۰/۱۸۶**	۰/۰۳۱**	۰/۱۸۵***	۰/۱۵۲***	۰/۲۳۲**	-
[-۲/۲۶]	(۳/۱۶)	(۷/۲۲)	(۵/۲۲)	(۳/۶۸)	ΔLnY_{it}
-۰/۳۲۸***	۰/۲۲۱	۰/۴۸۴	۰/۱۲۴***	-	۰/۴۲۳***
[-۳/۶۸]	(۲/۱۱)	(۲/۸۵)	(۵/۱۲)		(۴/۸۶)

* اعداد داخل پرانتز، نشان‌دهنده آماره F جزئی و اعداد داخل کروشه نشان‌دهنده آماره t است.

* علائم ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۵ و ۱ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

بر اساس نتایج سطر اول جدول (۵) (زمانی که رشد اقتصادی متغیر وابسته است) و ضرایب برآورد شده (که بر اساس مجموع ضرایب باوقفه متغیرها برآورد شده است)، تأثیر مصرف انرژی، نیروی کار، موجودی سرمایه و تجارت بر رشد اقتصادی کشورهای OPEC در کوتاه‌مدت، مثبت و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار است. به این صورت که با افزایش یک درصدی در این متغیرها با فرض ثبات سایر شرایط، در کوتاه‌مدت، رشد اقتصادی کشورهای عضو OPEC به ترتیب، ۰/۲۳۲ درصد، ۰/۱۵۲ درصد، ۰/۱۸۵ درصد و ۰/۰۳۱ درصد افزایش می‌یابد. بالاتر بودن ضریب مصرف انرژی نسبت به سایر متغیرها نیز نشان‌دهنده اهمیت این متغیر در کشورهای مورد مطالعه است. با توجه به معناداری کلیه ضرایب کوتاه‌مدت، وجود رابطه علیت

کوتاه‌مدت نیز از سمت متغیرهای مصرف انرژی، نیروی کار، سرمایه و تجارت به رشد اقتصادی نتیجه‌گیری می‌شود. همچنین، جزء تصحیح خطای این مدل برابر با $0/186$ - به‌دست آمده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است؛ که گویای سرعت نسبتاً پایین تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد که رشد اقتصادی کشورهای OPEC قادر است که در هر دوره چیزی حدود ۱۹ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت را برطرف کند. با توجه به معنادار بودن این ضریب، نتایج علیت کوتاه‌مدت برای دوره‌ی زمانی بلندمدت نیز تکرار می‌شود. بر اساس نتایج سطر دوم جدول (۵) (زمانی که مصرف انرژی متغیر وابسته است) و ضرایب برآورد شده (که بر اساس مجموع ضرایب باوقفه متغیرها برآورد شده است)، تأثیر رشد اقتصادی و نیروی کار بر مصرف انرژی کشورهای OPEC در کوتاه‌مدت، مثبت و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد معنی‌دار است. به این صورت که با افزایش یک‌درصدی در این متغیرها با فرض ثبات سایر شرایط، در کوتاه‌مدت، مصرف انرژی کشورهای عضو OPEC به‌ترتیب، $0/423$ درصد و $0/124$ درصد افزایش می‌یابد. این در حالی است که در کوتاه‌مدت متغیرهای سرمایه و تجارت، تأثیر معناداری بر مصرف انرژی کشورهای عضو OPEC ندارند. با توجه به معناداری ضرایب متغیرها در کوتاه‌مدت، وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت نیز فقط از سمت متغیرهای رشد اقتصادی و نیروی کار به مصرف انرژی نتیجه‌گیری می‌شود. همچنین، جزء تصحیح خطای این مدل برابر با $0/328$ - به‌دست آمده و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است؛ که این ضریب نشان می‌دهد مصرف انرژی کشورهای OPEC قادر است که در هر دوره چیزی حدود ۳۳ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت را برطرف کند. با توجه به معنادار بودن این ضریب، رابطه علیت بلندمدت از کلیه متغیرها به مصرف انرژی نتیجه‌گیری می‌شود. در جمع‌بندی نتایج فوق می‌توان گفت که رابطه علیت دوطرفه‌ای بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کشورهای عضو OPEC در بلندمدت و کوتاه‌مدت برقرار است. به این معنی که افزایش مصرف انرژی می‌تواند رشد اقتصادی را به‌دنبال داشته باشد و افزایش رشد اقتصادی نیز سبب افزایش مصرف انرژی خواهد شد، که این نتیجه تأیید‌کننده فرضیه بازخورد برای این کشورهاست.

نتیجه به دست آمده، با مطالعه هوشمند و همکاران (۱۳۹۲) برای کشورهای عضو OPEC همسویی نزدیکی دارد. این در حالی است که بر اساس مطالعه مهرآرا (۲۰۰۷)، وجود رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی در کشورهای صادرکننده نفت نتیجه‌گیری شده است. نتیجه به دست آمده در زمینه رابطه علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کشورهای عضو OPEC نیز، با مطالعات بین‌کشوری نظیر، لی و چانگ (۲۰۰۷) و آگو و همکاران (۲۰۱۱) همسویی نزدیک و با مطالعات، آپرجیس و همکاران (۲۰۰۹) و فرهانی و همکاران (۲۰۱۴)، مغایرت دارد.

۵. جمع‌بندی و پیشنهادات

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی تأثیر مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی کشورهای عضو OPEC و با تأکید بر مسئله وابستگی مقطعی طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ است. به این منظور از سایر عوامل اساسی مؤثر بر رشد اقتصادی، شامل: نیروی کار، سرمایه و تجارت نیز استفاده شده است. از آنجا که وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل مورد مطالعه محتمل به نظر می‌رسد، از آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) برای تعیین وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی استفاده شده است. پس از تأیید وابستگی مقطعی، به منظور تخمین رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز، از روش‌های نوین در داده‌های پانل که وابستگی بین مقاطع را در نظر می‌گیرند، از قبیل آزمون‌های ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)، هم‌انباشتگی و سترلوند (۲۰۰۷)، برآورد گر به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM) (ارائه شده توسط بای و همکاران (۲۰۰۹))، استفاده شده است. در آخر نیز، ضرایب کوتاه‌مدت و رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها از طریق روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹)) محاسبه شده‌اند. نتایج به دست آمده از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نشان می‌دهد که مصرف انرژی نیز همانند نیروی کار و سرمایه، تأثیر مثبت و قابل توجهی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو OPEC دارد. نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و تحلیل‌های علیت بلندمدت و کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهند که تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو OPEC در کوتاه‌مدت نیز همانند دوره زمانی

بلندمدت مثبت و در بلندمدت و کوتاهمدت رابطه علیت دو طرفه‌ای بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در این کشورها وجود دارد (تأیید فرضیه بازخورد). علت این نتیجه‌گیری را می‌توان در وابستگی ساختار اقتصادی این کشورها به مصرف انرژی (بالاخص نفت) بیان کرد. با توجه به نتایج این تحقیق مبنی بر تأثیر مثبت مصرف انرژی بر رشد اقتصادی و همچنین وجود رابطه علیت از سمت متغیر مصرف انرژی به رشد اقتصادی، می‌توان گفت که کاهش مصرف انرژی در کشورهای عضو OPEC، تهدید جدی برای رشد اقتصادی این کشورهاست. لذا توصیه می‌شود که ضمن احتیاط کامل در خصوص برخورد با سیاست‌های محدود کننده مصرف انرژی در این گروه از کشورها، با افزایش کارایی انرژی و استفاده بهینه از آن به روش‌های ممکن، زمینه دست‌یابی به رشد اقتصادی بالاتر را فراهم کرد.

منابع

- آقایی، مجید؛ قنبری، علی؛ عاقلی، لطفعلی و حسین صادقی (۱۳۹۱)، "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل چند متغیره"، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، شماره ۹، صص ۱۸۵-۱۴۸.
- برانسون (۱۳۸۴)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.
- بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین و محمدحسن قزوینیان (۱۳۸۷)، "شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی (۱۳۸۴-۱۳۴۶)"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۳، صص ۸۴-۵۳.
- حیدری، حسن و لسیان سعیدپور (۱۳۹۱)، "تحلیل پویای اقتصادسنجی از رابطه بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و صادرات غیرنفتی در ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصادانرژی، شماره ۳۳، صص ۸۳-۵۳.
- صادقی، کمال؛ قمری، نیر و مجید فشاری (۱۳۹۳)، "بررسی رابطه علی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منطقه MENA (رهیافت گشتاور تعمیم یافته در داده‌های تابلویی)"، فصلنامه اقتصاد کلان، شماره ۱۷.
- فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر و سودا جبرائیلی (۱۳۹۰)، "تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۶۰، صص ۹۸-۸۱.
- ملکی، رضا (۱۳۸۳)، "بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در ایران"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۸۹، صص ۱۲۱-۸۱.
- هوشمند، محمود؛ دانش‌نیا، محمد؛ ستوده، علی و اعظم قزلباش (۱۳۹۲)، "بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و قیمت‌ها با استفاده از داده‌های تابلویی در کشورهای عضو اوپک"، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، شماره ۵، صص ۲۵۶-۲۳۴.

- Al-Iriani, M.A.** (2006), "Energy–GDP Relationship Revisited: an Example from GCC Countries Using Panel Causality", *Energy Policy*, 34 (17), PP. 3342–3350.
- Adjaye, J.** (2000), "The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices, and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries", *Energy Economic*, No. 22, PP. 615–625.
- Apergis, N. and J.E. Payne** (2009), "Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from a Panel Co-integration and Error Correction Model". *Energy Economic*, Vol. 31, PP. 211–216.
- Bai, J., Kao, C. and S. Ng** (2009), "Panel Co-integration with Global Stochastic Trends", *Journal of Econometrics*, Vol. 149, PP. 82-99.
- Berndt, E. R. and D. O. Wood** (1975), "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy", *Review of Economics and Statistics*, No. 57, PP. 259- 268.
- Breusch, T.S. and A.R. Pagan** (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *Rev. Econ. Stud.*, Vol. 47, PP. 239–253.
- Chang, Y.** (2004), "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *J. Econ*, Vol. 120, PP.263–293.
- Eggoh, J.C.; Bangake, C. and C. Rault** (2011), "Energy Consumption and Economic Growth Revisited in African Countries", *Energy Policy*, No. 39, PP. 7408–7421.
- Farhani, S.; Chaibi, A. and C. Rault** (2014), "CO₂ Emissions, Output, Energy Consumption, and Trade in Tunisia", *Economic Modeling*, Vol. 38, PP. 426–434.
- Farhani, S. and J. B. Rejeb** (2015), "Link Between Economic Growth and Energy Consumption in Over 90 Countries", *Working Paper*.
- Hoyos, R. E., and V. Sarafidis** (2006), "Testing for Cross-sectional Dependence in Panel Data Models", *Stata Journal*, 6(4): PP. 484-496.
- Kao, C.** (1999), "Spurious Regression and Residual-based Tests for Co-integration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, No.90, PP. 1- 44.
- Kraft, J. and A. Kraft** (1978), "On the Relationship Between Energy and GNP", *Journal of Energy and Development*, Vol. 3, PP. 401–403.
- Lean, H.H. and R. Smyth** (2010), "On the Dynamics of Aggregate Output, Electricity Consumption and Exports in Malaysia: Evidence from Multivariate Granger Causality Tests", *Applied Energy*, Vol. 87, PP. 1963–1971.
- Lee, C.C.** (2005), "Energy Consumption and GDP in Developing Countries: a Co-Integrated Panel Analysis", *Energy Economics*, Vol. 27, PP. 415–427.
- Levin, A., Lin, C.F. and C.J. Chu** (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, No. 108, PP. 1-24.
- Marques, L. M., Fuinhas, J. A. and A. C. Marques** (2016), "On the Global Energy Consumption and Economic Growth Nexus: A long Time Span Analysis", *International Energy Journal*, Vol. 16, PP. 143–150.
- Mehrara, M.** (2007), "Energy Consumption and Economic Growth: the Case of Oil Exporting Countries", *Energy Policy*, 35(5), PP. 2939–2945.
- Narayan, P.K. and R. Smyth** (2008), "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Co-integration with Structural Breaks", *Energy Economics*, Vol. 30, PP. 2331–2341.

- Ozturk, I. and A. Acaravci** (2010), "CO₂ Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey", *Energy Review*, Vol. 14, PP. 3220–3225.
- Pedroni, P.** (2004), "Panel Co-Integration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, No. 3, PP. 597-625.
- Pesaran, M.H.** (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, PP. 265–312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. Smith** (1999), "Pooled Mean Group Estimation and Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.94, PP. 621–634.
- Phillips, P.C.B. and B.E. Hansen** (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, Vol. 57, PP.99-125.
- Pindik, R. S.** (1979), "Interfuel Substitution & Industrial Demand for Energy", *The Review of Economic & Statics*.
- Rezitis, A. N. and S.M. Ahammad** (2015), "The Relationship Between Energy Consumption and Economic Growth in South and Southeast Asian Countries: A Panel Vector Auto Regression Approach and Causality Analysis", *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(3), pp. 704-715.
- Shahbaz, M.; Zeshan, M. and T. Afza**, (2013). "Is Energy Consumption Effective to Spur Economic Growth in Pakistan? New Evidence from Bounds Test to Level Relationships and Granger Causality Tests", *Econ. Model*, Vol. 29, PP. 2310–2319.
- Stern, D. I.** (1993), "Energy Use and Economic Growth in the USA, A Multivariate Approach", *Energy Economics*, No. 15, pp. 137 -150.
- Stern, D. I. and C. J. Cleveland** (2004), "Energy and Economic Growth, Reseller", *Working Papers in Economics 0410*.
- Westerlund, J.** (2007), "Testing for Error Correction in Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), PP. 709–748.