فصلنامه پژوهش‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی

سال دوم/ شماره ۵/ زمستان ۱۳۹۵/ صفحات ۱۶۴-۱۳۱

مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای عضوOPEC: 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

تبیین 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 ۲۰۱۱-۱۹۹۰بررسی کند. در این راستا از آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD)پسران (۲۰۰۴)، ریشه واحد IPS تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی (CIPS) (ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷)) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (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 جهت علیت 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 رابطه علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود دارد (تأیید فرضیه بازخورد).

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

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۵/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۶

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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 این‌که 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[1]، ۲۰۱۱: ۷۴۰۸). زیرا مدل‌های پانل درونزایی متغیرها[2] 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»[3] در داده‌های پانل در بررسی نوع و میزان این اثرگذاری، تأثیرگذار بوده و از این‌رو عدم توجه به این مسئله، ممکن است نتایج غیرقابل اتکا و گمراه‌کننده‌ای را به‌همراه داشته باشد (هویز و سارافیدیس[4]، ۲۰۰۶). از سوی دیگر، تأثیر متقابل انرژی و رشد اقتصادی بحث مهم

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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 این‌که 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 عضوOPEC[1] (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 به‌صورت زیر تدوین و طراحی شده است: «مصرف انرژی، در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی کشورهایOPEC 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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

برای تحلیل بیشتر این موضوع، دیدگاه چندتن از نظریه‌پردازان را مورد بررسی قرار می‌دهیم. برندتو وود[1] (۱۹۷۵)از اقتصاددانان نئوکلاسیک، بیان می‌کنند که انرژی یکی از عوامل تولید در تابع تولید کل، به‌صورت 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 نیروی‌کار، محصول به‌دست می‌آید. بنابراین، انرژی ارتباط تفکیک‌پذیر ضعیفی با نیروی‌کار دارد. گروهی دیگر از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت (۱۹۷۸) و دنیسون[2] (۱۹۷۹و ۱۹۸۵) معتقدند که انرژی، نقش اندکی در رشد اقتصادی دارد و بیشتر یک نهاده واسطه‌ای و مکمل نهاده‌های نیروی‌کار و سرمایه محسوب می‌شود. به‌عبارتی دیگر، آنها بیان می‌کنند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی‌کار و سرمایه می‌گذارد و به‌طورغیرمستقیم 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[3] (۱۹۹۳) به نقل از اقتصاددانان اکولوژیست از جمله آیرسونایر[4] (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 به‌کار گرفته می‌شوند.

در چارچوب مکتب نئوکلاسیک نیز استرنوکلولند[5] (۲۰۰۴) رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی را به‌صورت تابع تولید زیر بیان کرده‌اند:

$$(Q_1,\cdots,Q_m)= f\left(A, X_1,\cdots,X_n, E_1,\cdots,E_p\right) \qquad (۱)$$

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

در رابطه فوق، Q_i:تولید کالاها و خدمات مختلف، X_i: نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل: سرمایه، نیروی‌کار، E_i: نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت و زغال‌سنگو A: وضعیت تکنولوژیکی یا شاخص بهره‌وری کل عوامل است. در این تابع، رابطه بین انرژی و تولید کل به‌وسیله 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 کلولند، ۲۰۰۴: ۱۸).

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

$$Q = A.F(K,L,E) \qquad (۲)$$

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 حامل های 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 (دامن‌کشیده و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۰):

$$\frac{\partial Q}{\partial K} > 0, \frac{\partial Q}{\partial L} > 0, \frac{\partial Q}{\partial E} > 0 \qquad (۳)$$

پیندیک[1] (۱۹۷۹) معتقد است، اثر انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. از نظر وی، در صنایعی که انرژی به‌عنوان نهاده به‌کار 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 به‌عنوان یک

1. Pindic

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

نهاده مهم در تابع تولید محسوب شده و افزایش آن منجر به انتقال به‌سمت بالای تابع تولید می‌شود. با انتقال تابع تولید، منحنی عرضه کل اقتصاد (AS) به‌سمت 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»[1] 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 آن‌را با محدودیت مواجه می‌کند، موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. دیدگاه دوم، دیدگاه «فرضیه صرفه‌جویی»[2] 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 «فرضیه‌خنثی»[3] است. بر اساس این دیدگاه هیچ رابطه علیتی بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی وجود ندارد. دیدگاه چهارم، «فرضیه‌بازخورد»[4] 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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

داشته باشد و افزایش رشد اقتصادی نیز سبب افزایش مصرف انرژی خواهد شد (اگو و همکاران، ۲۰۱۱: ۷۴۰۹ و ازترک[1]، ۲۰۱۰: ۳۴۱-۳۴۰).

۲-۲. مطالعات تجربی

پس از نخسین مطالعه در زمینه مصرف انرژیو رشد اقتصادی توسط کرافت و کرافت[2] (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، به‌ترتیب مطالعات خارجی و داخلی آمده است.

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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

محققین	کشور و بازه زمانی	سایر متغیرها	متدولوژی	نتیجه
کرافت و کرافت (۱۹۷۸)	آمریکا (۱۹۴۷-۱۹۷۴)	-	علیت گرنجری	GDP→EC
مسیح و مسیح[1] (۱۹۹۶)	۶ کشور آسیایی (۱۹۵۵-۱۹۹۰)	-	هم‌انباشتگی و ECM	EC→GDP (هند)، GDP→EC (اندونزی و پاکستان) و EC↔GDP (مالزی، فیلیپین و سنگاپور)
آدجایی[2] (۲۰۰۰)	اندونزی (۱۹۷۳-۱۹۹۵)	-	VECM	EC→GDP
لی[3] (۲۰۰۵)	۱۸ کشور درحال‌توسعه (۱۹۷۵-۲۰۰۱)	-	پانل VECM	EC→GDP
الایریانی[4] (۲۰۰۶)	۶ کشور حوزه خلیج فارس (۱۹۷۰-۲۰۰۲)	-	هم‌انباشتگی پانلی و GMM	GDP→EC
لی و چانگ[5] (۲۰۰۷)	۱۸ کشور درحال‌توسعه (۱۹۷۱-۲۰۰۲)	-	پانل VAR و GMM	GDP⇆EC
	۲۲ کشور توسعه یافته (۱۹۶۵-۲۰۰۲)	-		GDP→EC
مهرآرا[6] (۲۰۰۷)	۱۱ کشور صادرکننده نفت (۱۹۷۱-۲۰۰۲)	-	هم‌انباشتگی پانلی و ECM	GDP→EC

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

محققین	کشور و بازه زمانی	سایر متغیرها	متدولوژی	نتیجه
نارایان و اسمیت[1] (۲۰۰۸)	کشورهای گروه هفت (۱۹۷۲-۲۰۰۲)	K	هم‌انباشتگی پانلی، OLS، FMOLS،DOLS و PMG	$\hat{\beta}_{LEC} = (0.12 - 0.39)$ در کوتاه‌مدت و بلندمدت EC→GDP
آپرجیس و پین[2] (۲۰۰۹)	۶ کشور آمریکای مرکزی (۱۹۸۰-۲۰۰۴)	-	هم‌انباشتگی پانلی و ECM	در کوتاه‌مدت و بلندمدت GDP→EC
اوزترک و آکاروکی[3] (۲۰۱۰)	ترکیه (۱۹۶۸-۲۰۰۵)	-	آزمون باند ARDL	GDP↔EC
اگو و همکاران (۲۰۱۱)	۱۰ کشور آفریقای صادرکننده انرژی (۱۹۷۰-۲۰۰۶) ۱۱ کشور آفریقای وردکننده انرژی (۱۹۷۰-۲۰۰۶)	L, K, CPI	هم‌انباشتگی پانلی، DOLS و PMG	$\hat{\beta}_{LEC} = 0.57$ در کوتاه‌مدت و بلندمدت GDP⇆EC $\hat{\beta}_{LEC} = 0.27$ GDP⇆EC
سادورسکی[4] (۲۰۱۲)	۷ کشور آمریکای جنوبی (۱۹۸۰-۲۰۰۷)	L, K, X, M	هم‌انباشتگی پانلی و VECM	$\hat{\beta}_{LEC} = 0.35, 0.40$ در کوتاه‌مدت GDP↔EC و در بلندمدت GDP⇆EC
شهباز و همکاران[5] (۲۰۱۳)	پاکستان (۱۹۷۲-۲۰۱۰)	L, K, X	آزمون باند ARDL	در بلندمدت $\hat{\beta}_{LEC} = 0.42$ و در کوتاه‌مدت $\hat{\beta}_{LEC} = 0.11$

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

محققین	کشور و بازه زمانی	سایر متغیرها	متدولوژی	نتیجه
فرهانی و همکاران[1] (۲۰۱۴)	۹ کشور منطقه منا (۱۹۹۰-۲۰۰۹)	L, K, T	هم‌انباشتگی پانلی، FMOLS، DOLS و VECM	$\hat{\beta}_{LEC} = 0.004, 0.009$ در کوتاه‌مدت و در بلندمدت EC→GDP
رزیتیس و احمد[2] (۲۰۱۵)	۹ کشور جنوب و جنوب شرقی آسیا (۱۹۹۰-۲۰۱۲)	L, K	پانل VAR	GDP⇆EC
فرهانی و رجب[3] (۲۰۱۵)	۹۵ کشور جهان در ۴ گروه: درآمد پایین، درآمد پایین‌تر از متوسط، درآمد بالاتر از متوسط و درآمد بالا (۱۹۷۱-۲۰۰۸)	-	هم‌انباشتگی پانلی و ECM	در بلندمدت در کشورهای با درآمد پایین و بالا GDP→EC و در کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط و درآمد بالاتر از متوسط GDP⇆EC
مارکوس و همکاران[4] (۲۰۱۶)	داده‌های سری زمانی کل دنیا (۱۹۶۵-۲۰۱۳)	-	آزمون باند ARDL	در کوتاه‌مدت و بلندمدت GDP⇆EC
ملکی (۱۳۸۳)	ایران (۱۳۶۰-۱۳۸۰)	CPI, M	هم‌انباشتگی یوهانسن و VECM	$\hat{\beta}_{EC} = 39.15$ در کوتاه‌مدت EC→GDP و در بلندمدت GDP⇆EC
بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)	ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۴)	-	آزمون هم‌انباشتگی گریگوری- هانسن	$\hat{\beta}_{LEC} = 0.23, 0.75, 1.01$
فطرس و همکاران	۳۱ کشور عضو OECD (۱۹۸۰-۲۰۰۸)	-	هم‌انباشتگی پانلی و DOLS	$\hat{\beta}_{LGDP} = 0.993$

1. Farhani et al. (2014)
2. Rezitis& Ahammad (2015)
3. Farhani and Rejeb (2015)
4.Marques et al. (2016)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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

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)، $\hat{\beta}_{LEC}$: ضریب لگاریتم مصرف انرژی مدل تحقیق در رگرس آن روی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، $\hat{\beta}_{LGDP}$: ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی مدل تحقیق در رگرس آن روی لگاریتم مصرف انرژی، $\hat{\beta}_{EC}$: 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 محافظه‌کارانه)،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.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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 صرف‌نظراز 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 به‌کار 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 به‌صورت قابل‌توجهی 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 ازترک (۲۰۱۰) بیان می‌کند، مسأله‌ی تورش در تصریح مدل، به‌دلیل حذف متغیرهای اساسی مؤثر بر رشد اقتصادی، مثل نیروی‌کار، 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 به‌همراه داشته باشد. بر این اساس و با توجه به وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل، از آزمون‌های وابستگی مقطعی (CD)پسران[1] (۲۰۰۴)، ریشه واحد IPSتعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی (CIPS) (ارائه‌شده

1. Pesaran’s Cross-Section Test

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

توسط پسران[1] (۲۰۰۷)) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند[2] (۲۰۰۷) استفاده شده است. به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل‌شده[3](Cup-FM)(ارائه‌شده توسط بای و همکاران[4] (۲۰۰۹)) استفاده شده است؛ تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بررسی جهت علیت نیز از طریق رویکرد میانگین گروهی تلفیقی[5](PMG)(ارائه‌شده توسط پسران[6] (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 عضوOPEC، مدل مورد استفاده در مطالعات لین و اسمیت[7] (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: نیروی‌کار، سرمایه و تجارت ضمن رفع مشکل تورش ناشی از حذف متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، تابع تولید کاب‌داگلاس را به‌صورت زیر بازنویسی کرده‌اند:

$$Y_{it} = A_i E_{it}^{\alpha_{1i}} L_{it}^{\alpha_{2i}} K_{it}^{\alpha_{3i}} T_{it}^{\alpha_{4i}} e^{\varepsilon_{it}} \qquad (۴)$$

در رابطه فوق، Y: تولید کل، A: عامل بهره‌وری کل (پیشرفت تکنولوژی)، E: انرژی، L: نیروی‌کار، K: سرمایه، T: تجارت، e: عدد نپر، ε: جزء خطا، α_1، α_2، α_3و α_4به‌ترتیب 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)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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

$$LnY_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}LnE_{it} + \alpha_{2i}LnL_{it} + \alpha_{3i}LnK_{it} + \alpha_{4i}LnT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

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

LnY: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی(GDP) سرانه بر حسب دلار آمریکا به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵، به‌عنوان پروکسی متغیر رشد اقتصادی، LnE: لگاریتم طبیعی سرانه مصرف انرژی (بر حسب کیلوگرم معادل نفتی) به‌عنوان پروکسی متغیر انرژی،LnL: لگاریتم طبیعی نیروی‌کار سرانه به‌عنوان پروکسی متغیر نیروی‌کار،LnK: لگاریتم طبیعی نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان پروکسی متغیر سرمایه و LnT: لگاریتم طبیعی نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلیبه‌عنوان پروکسی بازبودن تجاری و متغیر تجارت.

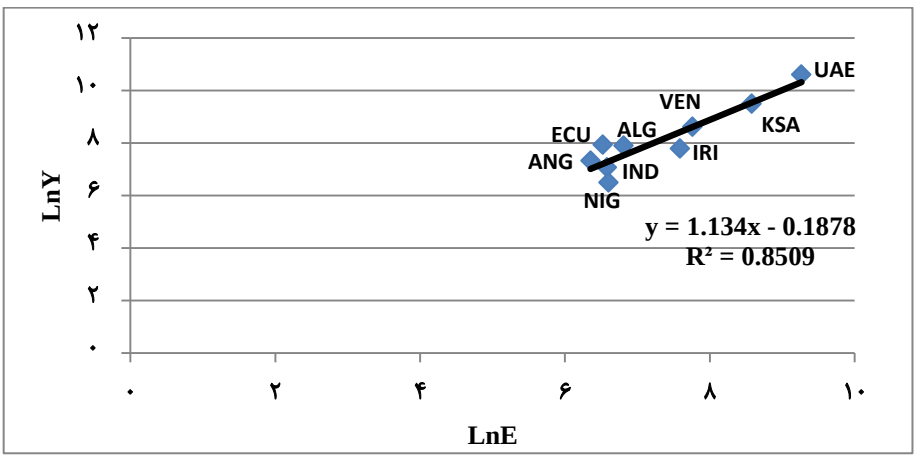
همچنین α_{0i}: اثر ثابت مقاطع (کشورها)، t: دوره زمانی (۲۰۱۱-۱۹۹۰)، i: تعداد مقاطع[1](کشورهای منتخبOPEC) (i=1,…,9)و ε_{it} جزء خطا است.

در نمودار (۱) رابطه بین رشد اقتصادی با لگاریتم سرانه مصرف انرژی در کشورهای منتخب عضوOPEC 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 انرژیبر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو OPEC ارائه داده شود.

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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



۳-۲. روش تحقیق

الگوی مورد نظر در این مقاله به‌صورت یک معادله پانل (ترکیبی) است. در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی[1] دارند. درحالی‌که 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 بروش و پاگان[2] (۱۹۸۰) و CDپسران[3] (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

در این مقاله از آزمون CDپسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، بر خلاف 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 به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

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

برای پانل های متوازن آماره ی آزمون CDبه صورت زیر قابل محاسبه است:

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

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

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

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن‌صورت 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[1](LLC)(۲۰۰۲) و ایم و همکاران[2](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)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته(ADF) مقطعی زیر که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای iامین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{k} d_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k} \delta_{ij} \bar{y}_{i,t-j} + \varepsilon_{ij} \,, \bar{y}_{t-1} = (\frac{1}{N}) \sum_{i=1}^{N} y_{i,t-1} \quad (۸)$$

آماره این آزمون بر اساس میانگین آماره‌های ADFمقطعی فردی به صورت زیر است:

$$CIPS(N,T) = \bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \tau_i \,(N,T) \quad (۹)$$

که در آن،τ_iآماره 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 محاسبه‌شده توسط پسران (۲۸۱-۲۷۹) مقایسه و در صورت بزرگ‌تر 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 روش‌های مرسوم هم‌جمعی پانلی مانند پدرونی[1] (۲۰۰۳) و کائو[2](۱۹۹۹) احتمال وقوع نتایج هم‌جمعی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون‌های هم‌جمعی 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 مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی را با توجه به این‌که جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار

1. Pedroni (2004)
2. Kao (1999)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

می‌دهد. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد. این آزمون تصحیح خطا فرآیندی به‌صورت مدل زیر دارد:

$$\Delta Y_{it} = \acute{\delta}_i d_t + \alpha_i (Y_{i,t-1} - \acute{\beta}_i X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{ij} \qquad (۱۰)$$

در رابطه فوق، d_tدربردارنده اجزای قطعی و Y_{it}و X_{it} به‌ترتیب نشان‌دهنده متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مدل است. معادله بالا را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta Y_{it} = \acute{\delta}_i d_t + \alpha_i Y_{i,t-1} - \alpha_i \acute{\beta}_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{ij} \qquad (۱۱)$$

در معادله فوق، پارامتر α_i نشان‌دهنده سرعت تعدیل سیستم $Y_{i,t-1} - \acute{\beta}_i X_{t-1}$به‌سمت 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 حالی‌که 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 به‌منظور 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 iها). دو آزمون آزمون‌های میانگین گروه هستند که به آزمون فرضیه مقابل مبنی‌بر این‌که برای حداقل یک مقطع، شواهدی از هم‌انباشتگی وجود دادرد، می‌پردازند ($H_1: \alpha_i < 0$ برای حداقل یک i). آماره‌های پانلP_τو P_α به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند، در

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

حالی‌که آماره‌های میانگین گروه G_τو 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"[1](خودگردان سازی) که توسط چانگ[2] (۲۰۰۴) مطرح شده، برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده نموده است.

همان‌طور که اگو وهمکاران (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 کاملاًتعدیل شده (Cup-FM) را برای داده‌های پانلی که در آنها مشکل وابستگی مقطعی وجود دارد، بر مبنای برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده (FM-LS) پیشنهاد دادند. این برآوردگر همانند برآوردگر FM-LS، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی 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 به‌صورت زیر وجود داشته باشد:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + e_{it} \qquad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \quad x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۲)$$

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

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} \acute{x}_{it}x_{it}\right)^{-1} \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} x_{it}\, y_{it} \qquad (۱۳)$$

1. Bootstrap
2. Chang (2004)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

بر اساس تحلیل فیلیپس و هانسن[1] (۱۹۹۰) توزیع حدی این برآوردگر به‌دلیل اریب به‌وجود 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 به‌منظور 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: ص۸۳).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:

$$e_{it} = \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۱۴)$$

که در آن F_tیک بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک غیرقابل مشاهده و λ_i یک بردار $r \times 1$ از وزن‌های عاملی است (همان)؛ بنابراین الگوی پانلی رابطه (۱۱) را می‌توان در این حالت به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$y_{it} = \acute{x}_{it}\beta + \acute{\lambda}_{it} F_t + u_{it} \qquad (۱۵)$$

جدا نمودن F_t از جزء اخلال 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 اخلال، برآورد β ناسازگار خواهد بود. با توجه به مطالب فوق، برآوردگر Cup-FM که برآوردی سازگار از ضرایب معادله ارائه می‌کند به‌صورت زیر معرفی شده است:

$$\hat{\beta}_{Cup-FM} = \left[\sum_{i=1}^{N} \acute{x}_i M_{\hat{F}} x_{it}\right]^{-1} \sum_{i=1}^{n} (\acute{x}_i M_{\hat{F}} y_i{}^{+} - T(\hat{\Delta}^{+}{}_{\varepsilon ui} - \acute{\hat{\delta}}_i \hat{\Delta}^{+}{}_{\eta u}))$$
$$\hat{F}V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2} \sum_{i=1}^{n} (y_i - x_i \hat{\beta}_{Cup-FM})(y_i - x_i \hat{\beta}_{Cup-FM})'\right] \qquad (۱۶)$$

1. Philips and Hansen (1990)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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

$$y_i^+ = \begin{bmatrix} y_{i1}^+ \\ y_{i2}^+ \\ \vdots \\ y_{iT}^+ \end{bmatrix},\ x_i^+ = \begin{bmatrix} \acute{x}_{i1}^+ \\ \acute{x}_{i2}^+ \\ \vdots \\ \acute{x}_{iT}^+ \end{bmatrix},\ F = \begin{bmatrix} \acute{F}_1 \\ \acute{F}_2 \\ \vdots \\ \acute{F}_T \end{bmatrix},\ u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \qquad (۱۷)$$

متغیر η نیز جمله اخلال فرآیند خودتوضیح F_t است که با فرض نامانایی F_t و به‌صورت زیر معرفی شده است(همان: ۸۶):

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \qquad (۱۷)$$

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

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\bar{\Omega}}_{ubi}\hat{\bar{\Omega}}_{bi}^{-1}\begin{bmatrix} \Delta\hat{\bar{x}}_{it} \\ \Delta\hat{F}_t \end{bmatrix},\ \hat{\bar{\delta}}_i = \left(\acute{\hat{F}}\hat{F}\right)^{-1}\acute{\hat{F}}\acute{\hat{\bar{x}}}_i,\quad M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2}\acute{\hat{F}}\hat{F} \qquad (۱۸)$$

در فرمول‌های فوق، $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دوطرفه و I_T ماتریس یکه 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) به‌دست می‌آید (همان: ۸۶-۸۵).

به‌منظور تخمین ضرایب کوتاه‌مدت مدل و بررسی رابطه علیت بین متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف انرژی نیز از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (ARDLپانلی)، ارائه‌شده توسط پسران و همکاران[1] (۱۹۹۹) استفاده شده است. به‌منظور تشریح این روش، مدل ARDL(p,q,q,…,q) پانلی را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

1. Pesaran et al. (1999)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

$$y_{it} = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij}' x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij}\, y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۹)$$

در رابطه فوق i: 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 $k \times 1$ متغیرهای توضیحی برای گروه i است. با پارامتربندی مجدد[1] رابطه (۱۹) بر اساس یک الگوی تصحیح خطا داریم:

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{it-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^{*} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^{*}_{ij}\, \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۲۰)$$

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

$$y_{it} = -\left(\frac{\beta_i'}{\varphi_i}\right) x_{it} + \eta_{it} \qquad (۲۱)$$

در رابطه فوق η_{it} یک فرآیند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت $\theta_i = -\frac{\beta_i'}{\varphi_i} = \theta$، در بین گروه یکسان هستند. همچنین، φ_i در رابطه (۲۰) به‌صورت یک جمله تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و درصورتی‌که $-1 < \varphi_i < 0$ باشد از وجود رابطه تصحیح خطا که رویکردی به بحث همگرایی است، مطمئن می‌شویم. از آنجاکه 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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

منفی بودن آماره tجزء 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 به‌منظور انجام تجزیه‌وتحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی از نرم‌افزارهای EXCEL، EVIEWS، STATAو GAUSSاستفاده شده است.

٤. 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 ومقدار آماره آزمون ۳/۶۷- به‌دست آمده است.[1] با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است (و در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد به‌ترتیب، ۱/۶۴-، ۱/۹۶- و ۲/۵۷- است)، فرضیه صفر مبنی‌بر 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 ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷:۲۸۱) در قسمت پایین جدول (۲)، نتیجه می‌گیریم تمام متغیرها در سطح نامانا هستند، اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

۱. این آزمون در نرم‌افزار STATA به‌راحتی از طریق دستور Xtcsd قابل اجراست.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	آماره CIPS				درجه مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	C	C+T	C	C+T	
LY_{it}	-۱/۳۸۵	-۲/۱۲۶	-۳/۰۸۴	-۳/۴۵۴	**I(1)**
LE_{it}	-۱/۴۲۴	-۲/۲۲۴	-۳/۱۴۵	-۳/۳۸۸	**I(1)**
LL_{it}	-۱/۴۸۲	-۲/۱۲۵	-۳/۸۶۴	-۳/۶۵۸	**I(1)**
LK_{it}	-۱/۳۴۸	-۲/۰۸۳	-۳/۴۶۵	-۳/۵۴۸	**I(1)**
LT_{it}	-۱/۱۲۴	-۲/۰۴۸	-۲/۷۵۳	-۹/۹۱۸	**I(1)**
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحدپسران (۲۰۰۷)درسطوح اطمینان مختلف ($T= 20,\ N = 10$)					
حالت	٪۱		٪۵		٪۱۰
C	-۲/۶۰		-۲/۳۴		**-۲/۲۱**
C+T	-۳/۱۵		-۲/۸۸		**-۲/۷۴**

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

با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشه واحد و این‌که 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 مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_τو دو آماره پانل P_τ و P_α در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول (۳) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را که به‌وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه G_τ و G_α و

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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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

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

آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_τ	-۳/۱۴۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_α	-۷/۷۰۱	۰/۹۹۷	۰/۰۰۲
P_τ	-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 پنجرهBartlett-kernel به‌صورت $4(T/100)^{2/9} \approx 3$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ‌شده 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 به‌روش به روز رسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده (Cup-FM)، به‌منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل و داده‌های تلفیقی[1] (پولینگ) از آماره Fلیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N)استفاده شده است که Kتعدادمتغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، Nتعداد مقاطع و Tدوره‌ی زمانی است:

$$F = \frac{RRSS-URSS/N-1}{URSS/NT-K-N} \qquad (۲۲)$$

در رابطه فوق RRSSمجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست‌آمده از روش OLSو URSSمجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر(H_0)این آزمون آن است

1. Pooling Data

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل(H_1)اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). از آنجا که محاسبات این تحقیق احتمال پذیرش فرضیه صفر را در مدل تحقیق ۰/۰۰۰ به‌دست آورده است، لذا فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین مدل‌ها به‌شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است که این مدل‌ها به‌روش داده‌های پانل برآورده شود. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد، به‌دلیل وابستگی مقطعی در مدل‌های یادشده، به‌منظور تخمین ضرایب بلندمدت از روش Cup-FMاستفاده 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	**٤/٦٥٨**
LL_{it}	۰/۶۴۴***	۰/۱۰۲	**٦/٣١٤**
LK_{it}	۰/۲۵۸***	۰/۰۶۸	**٣/٧٩٤**
LT_{it}	۰/۰۸۴**	۰/۰۳۸	**٢/٢١٠**

* علایم ** و *** به‌ترتیب 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 ۰/۳۸۲ 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 ۰/۳۸۲ 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 آن‌را به‌صورت دستی و جای‌گذاری در معادله رگرسیونی تحقیق محاسبه کرد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱ درصدی در این متغیرها با فرض ثبات سایر شرایط، در بلندمدت، به‌ترتیب رشد اقتصادی ۰/۶۴۴ درصد و ۰/۲۵۸ درصد افزایش می‌یابد. لذا، ساختار تولیدی و اقتصادی کشورهای OPEC علاوه بر نیروی‌کار و سرمایه، به مصرف انرژی نیز وابسته بوده و لازم است در به‌کارگیری سیاست‌هایی که تداوم عرضه و مصرف انرژی در این کشورها را با محدودیت مواجه می‌کنند، با احتیاط عمل شود. نتیجه به‌دست آمده در زمینه اثر مثبت مصرف انرژی بر رشد اقتصادی، با بسیاری از مطالعات بین‌کشوری انجام‌شده در این زمینه مانند مطالعات اگو و همکاران (۲۰۱۱)، سادورسکی (۲۰۱۲)، فرهانی و همکاران (۲۰۱۴) و دامن‌کشیده 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 OPECدارد، اما اندازه عددی این ضریب ناچیز بوده (۰/۰۸۴) است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش ۱ درصدی در این متغیر با فرض ثبات سایر شرایط، در بلندمدت، رشد اقتصادی تنها ۰/۰۸۴ درصد افزایش خواهدیافت. 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 وعلیت 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) به‌دلیل صرفه‌جویی و کم اهمیت بودن اعلام نشده است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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 معناداربودن 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

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

*اعداد دخل پرانتز، نشان‌دهنده آماره Fجزئی و اعداد داخل کروشه نشان‌دهنده آماره tاست.

* علایم ** و *** به‌ترتیب 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، نیروی‌کار، موجودی سرمایه و تجارت بر رشد اقتصادی کشورهای OPECدر کوتاه‌مدت، مثبت و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار است. به این‌صورت که با افزایش یک‌درصدی در این متغیرها با فرض ثبات سایر شرایط، در کوتاه‌مدت، رشد اقتصادی کشورهای عضو OPEC به‌ترتیب، 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

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

کوتاه‌مدت نیز از سمت متغیرهای مصرف انرژی، نیروی‌کار، سرمایه و تجارت به رشد اقتصادی نتیجه‌گیری می‌شود. همچنین، جزء تصحیح خطای این مدل برابر با ۰/۱۸۶- 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) (زمانی‌که مصرف انرژی متغیر وابسته است) و ضرایب برآورد شده (که بر اساس مجموع ضرایب باوقفه متغیرها برآورد شده است)، تأثیر رشد اقتصادی و نیروی‌کار بر مصرف انرژی کشورهای OPEC در کوتاه‌مدت، مثبت و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد معنی‌دار است. به این‌صورت که با افزایش یک‌درصدی در این متغیرها با فرض ثبات سایر شرایط، در کوتاه‌مدت، مصرف انرژی کشورهای عضو OPECبه‌ترتیب، ۰/۴۲۳ درصد و ۰/۱۲۴ درصد افزایش می‌یابد. این در حالی است که در کوتاه‌مدت متغیرهای سرمایه و تجارت، تأثیر معناداری بر مصرف انرژی کشورهای عضو OPECندارند. با توجه به معناداری ضرایب متغیرها در کوتاه‌مدت، وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت نیز فقط از سمت متغیرهای رشد اقتصادی و نیروی‌کار به مصرف انرژی نتیجه‌گیری می‌شود. همچنین، جزء تصحیح خطای این مدل برابر با ۰/۳۲۸- 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.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

نتیجه به‌دست آمده، با مطالعه هوشمند و همکاران (۱۳۹۲) برای کشورهای عضوOPECهمسویی نزدیکی دارد. این در حالی است که بر اساس مطالعه مهرآرا (۲۰۰۷)، وجود رابطه علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی در کشورهای صادرکننده نفت نتیجه‌گیری شده است.نتیجه به‌دست 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 اگو 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 به‌نظر می‌رسد، از آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) برای تعیین وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی استفاده شده است. پس از تأیید وابستگی مقطعی، به‌منظور 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 وسترلوند (۲۰۰۷)،برآوردگر به روز رسانی مکرر و کاملاًتعدیل شده (Cup-FM) (ارائه‌شده توسط بای و همکاران (۲۰۰۹))، استفاد شده است. در آخر نیز، ضرایب کوتاه‌مدت و رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها از طریق روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹)) محاسبه شده‌اند. نتایج به‌دست آمده از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نشان می‌دهد که مصرف انرژی نیز همانند نیروی‌کار و سرمایه، تأثیر مثبت و قابل توجهی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو OPECدارد. نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و تحلیل‌های علیت بلندمدت و کوتاه‌مدت نیز نشان می‌دهند که تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو OPECدر کوتاه‌مدت نیز همانند دوره زمانی

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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 منطقهMENA (رهیافت گشتاور تعمیم یافته در داده های 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.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

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), "CO_2 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", *InternationalEnergy 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.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]

Ozturk, I. and A. Acaravci (2010), "CO_2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey", *Energy Rev*iew, 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 Variablesregression 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.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-01-29]