

بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل چندمتغیره

مجید آقایی*
دکتر علی قنبری**
دکتر لطفعلی عاقلی***
دکتر حسین صادقی****

چکیده

پایا توجه به اینکه امروزه مصرف انرژی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، می‌تواند نقش قابل توجهی در توسعه اقتصادی کشور ایفا کند، در این مقاله بر آن شدیم تا ضمن مقایسه تطبیقی رشد و توسعه در استان‌های ایران، به بررسی و برآورد کمی تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور بپردازیم تا به این پرسش پاسخ دهیم که آیا اگر افزایش مصرف انرژی در استان‌ها رخ دهد، رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت یا خیر؟ به منظور تعیین این رابطه، با استفاده از نظریات اقتصادی و با تکیه بر مدل تصحیح خطای پانل (PECM) و آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت پانل، رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در سه گروه استان‌های کشور (شامل استان‌های توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته) را طی دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۸۹ مورد آزمون و بررسی قرار دادیم. برآورد ضرایب بلندمدت در این مطالعه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و برآورد ضرایب کوتاه مدت و روابط علیت با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده (PMG) انجام شده است. نتایج گویای این است که افزایش (کاهش) مصرف انرژی در هر سه گروه استان‌ها منجر به افزایش (کاهش) رشد اقتصادی در آنها می‌شود، لذا می‌توان گفت با توجه به اینکه یک رابطه دوسویه بین

majid-Aqaeir@yahoo.com

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
** عضو هیئت علمی دانشگاه تربیت مدرس
*** عضو هیئت علمی دانشگاه تربیت مدرس
**** عضو هیئت علمی دانشگاه تربیت مدرس
تاریخ دریافت ۹۰/۹/۶

تاریخ پذیرش

۹۱/۹/۲۹

مصرف انرژی و رشد اقتصادی در گروه استان‌های کشور طی دوره مورد بررسی وجود دارد، فرضیه بازخورد در این پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد. البته شایان ذکر است که تاثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در استان‌های توسعه یافته بیشتر از دو گروه استان‌های دیگر بوده و بخشی از شکاف توسعه‌ای که میان سه گروه مختلف استان‌ها وجود دارد را می‌توان بر اساس شکاف موجود در میزان مصرف انرژی آن‌ها توضیح داد.

طبقه‌بندی JEL: O ۱۳، C ۲۳

کلید واژه‌ها: مدل تصحیح خطای پانل، هم‌انباشتگی پانل، مصرف انرژی، رشد اقتصادی

۱. مقدمه

ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی پیامدهای سیاستی بسیار مهمی در جامعه می‌تواند داشته باشد. آگاهی از رابطه بین این دو متغیر در طراحی سیاست‌های مناسب انرژی و اجرای آنها اهمیت بسیار زیادی دارد. کشوری که وابستگی بالایی به انرژی دارد و مصرف انرژی یکی از اجزای مهم تشکیل دهنده رشد اقتصادی آن (علیت)^۱ از مصرف انرژی به رشد اقتصادی باشد) باید سیاست‌های مناسبی در حوزه انرژی اتخاذ کند، زیرا هر شوک منفی در تأمین و عرضه انرژی می‌تواند تأثیرات بسیار نامطلوب بر رشد اقتصادی آن کشور داشته باشد. از طرف دیگر در کشوری که رشد اقتصادی موجب افزایش مصرف انرژی می‌شود یا به عبارتی وابستگی کمتری به انرژی دارد، سیاست‌های ذخیره سازی و نگهداری انرژی تأثیر کمی بر رشد اقتصادی آن کشور خواهد داشت (Ozturk et al. ۲۰۱۰).

با توجه به اهمیت بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی و با توجه به مصرف بالای انرژی در کشور، در این مطالعه بر آن شدیم تا به بررسی این موضوع در استان‌های مختلف کشور با استفاده از روش پانل در قالب یک مدل چند متغیره و تجزیه و تحلیل آن در بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای پانل (PECM)^۲ پردازیم. با مرور مطالعات انجام شده، روش‌های بررسی تأثیر مصرف انرژی و رشد اقتصادی را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: مطالعاتی که با استفاده از روش‌های سری زمانی به تحلیل این موضوع می‌پردازند و روش دیگر که اخیراً استفاده شده است، روش پانل دیتا^۳ می‌باشد. تمام مطالعاتی که در ایران به بررسی این موضوع پرداخته‌اند، از

۱. Causality

۲. Panel Error Correction Model

۳. Panel Data

روش‌های تحلیل سری زمانی استفاده کرده‌اند. با توجه به کمبود داده‌های سری زمانی در ایران و در نتیجه کاهش دقت روش‌های سری زمانی، در این مطالعه از روش پانل دیتای پیشرفته که توسط پدرونی (۱۹۹۹ و ۲۰۰۱) ارائه گردیده، به منظور بررسی ارتباط بین انرژی و رشد اقتصاد استفاده می‌گردد. با در نظر گرفتن تغییرات قابل ملاحظه کارایی انرژی و عملکرد اقتصادی بین استان‌های کشور و ناهمسانی بین استان‌ها، آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانل نتایج قابل اعتمادتر و بهتری را با ترکیب داده‌های سری زمانی و پانل فراهم می‌کنند (Jude et al., ۲۰۱۱). هدف اصلی در این مطالعه بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی در استان‌های کشور با استفاده از روش پانل در قالب یک مدل چند متغیره^۱ می‌باشد. به همین منظور پس از ارائه مبانی نظری پژوهش و مطالعات انجام شده پیشین در این زمینه، روش شناسی پژوهش به طور کامل ارائه خواهد شد. سپس مدل و متغیرهای آن در چارچوب یک مدل چند متغیره پانل معرفی خواهند گردید. در ادامه و برای تخمین مدل، ابتدا از آزمون‌های نوین هم‌انباشتگی و علت پانل^۲ به منظور بررسی ریشه واحد و هم‌انباشتگی متغیرهای پژوهش استفاده خواهیم کرد. سپس از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)^۳ به منظور بررسی رابطه پویای بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده خواهیم کرد. در نهایت به بررسی رابطه کوتاه مدت و بلندمدت و همچنین بررسی رابطه علیت بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در چارچوب یک مدل چند متغیره^۴ با وارد کردن متغیرهایی نظیر شاخص قیمت، نیروی کار و موجودی سرمایه با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده (PMG) خواهیم پرداخت.

۲. مبانی نظری پژوهش

از دیدگاه همکاتب مختلف اقتصادی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصاد یک‌ه‌در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند، عبارتند از انواع سرمایه و انواع نیروی کار، اعم از متخصص و غیر متخصص. در الگوهای جدید رشد علاوه بر این عوامل تولید، عامل انرژی نیز وارد شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست. مثلاً برنت و وود

۱. Multivariate Model

۲. Co Integration and Panel Granger Causality

۳. Dynamic Ordinary Least Square

۴. Pooled Mean Group

معتقدند که انرژی به عنوان یک نهاده مکمل سرمایه وارد تابع تولید می‌شود و ترکیب این دو موجب افزایش تولید خواهد شد. بر اساس مطالعه انجام شده توسط این پژوهشگران، انرژی به عنوان یک عامل تولید، ارتباط جدایی پذیر و ضعیفی با نیروی کار دارد، تابع تولید پیشنهادی توسط آن دو به صورت زیر است:

$$Q = f[(G(K, E), L)]$$

با توجه به این تابع، آنها معتقدند انرژی با سرمایه ترکیب شده و عامل تولید G را تولید می‌کند و از طریق عامل G و ترکیب آن با نیروی کار موجب افزایش تولید در اقتصاد می‌شود. گروهی دیگر از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت و دنیسون نیز معتقدند که انرژی نقش اندکی در رشد اقتصادی دارد و بیشتر یک نهاده واسطه‌ای و مکمل نهاده‌های سرمایه و نیروی کار محسوب می‌شود.

از سوی دیگر، برخی دیگر از اقتصاددانان معتقدند انرژی در طبیعت مقدار ثابتی دارد، جبرانی پذیر و قابل تبدیل به مواد استوار نیست. بنابراین، در مدل‌های بیوفیزیکی رشد که توسط نایر و آیرس (۱۹۸۴) بیان شده است، تولید کالاها در اقتصاد نیازمند مصرف انرژی است، لذا انرژی مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی به شمار می‌آید و سرمایه و نیروی کار نیز عوامل واسطه‌ای هستند که برای تولید محصول به انرژی نیاز دارند. (Al- Iriani, ۲۰۰۶). بنابراین تابع تولید را می‌توان تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی به صورت زیر در نظر گرفت:

$$Q = f(K, E, L)$$

در این تابع فرض بر این است که بین میزان استفاده از نهاده انرژی (E)، در کنار نهاده‌های نیروی کار (L) و سرمایه (K) با تولید محصول ناخالص داخلی (Q) در اقتصاد رابطه مستقیم وجود دارد و افزایش هر یک از این عوامل موجب افزایش تولید می‌شود. نهاده انرژی در این تابع می‌تواند توسط سایر حامل‌های انرژی نظیر برق، گاز، فرآورده‌های نفتی، زغال سنگ و ... تأمین گردد (آماده و همکاران، ۱۳۸۸).

در نظریه‌های جدید رشد اقتصادی نیز بر نهاده انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های اصلی تأثیرگذار بر رشد تولید تأکید شده است. برای مثال استرن و کلوند با استفاده از یک تابع

تولید نئوکلاسیکی رابطه بین مصرف انرژی و رشد محصولات در اقتصاد را بررسی کرده‌اند. تابع تولید ارائه شده توسط این پژوهشگران به صورت زیر می‌باشد:

$$(Q_i, \dots, Q_m) = F(A, X_i, \dots, X_n, E_i, \dots, E_p)$$

که در این تابع Q_i ، نشان‌دهنده انواع کالاها و خدمات تولیدی در اقتصاد؛ X_i نشان‌دهنده عوامل مختلف تولید نظیر نیروی کار، موجودی سرمایه، زمین و ...؛ E_i نیز نشان‌دهنده انواع مختلف انرژی‌های مصرفی از قبیل برق، نفت، گاز و ...؛ متغیر A نیز نشان‌دهنده شاخص پیشرفت تکنولوژی مدل است. رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در این معادله تحت تأثیر عواملی چون میزان پیشرفت تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب نهاده انرژی، درجه جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌های تولید قرار دارد (Stern & Cleveland, ۲۰۰۴).

به طور کلی می‌توان گفت در حال حاضر چهار دیدگاه در مورد رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی مطرح است. اولین دیدگاه فرضیه رشد^۱ می‌باشد. این فرضیه گویای نقش مهم تقاضای انرژی بر رشد اقتصادی است. این فرضیه رشد اقتصادی را منوط به مصرف و تقاضای انرژی می‌داند و تأیید می‌کند که کاهش تقاضای انرژی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. دیدگاه دوم موجود دیدگاه محافظه کارانه^۲ می‌باشد. بر اساس این دیدگاه یک رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به تقاضای انرژی وجود دارد.

بر اساس این دیدگاه سیاست‌های ذخیره سازی^۳ انرژی ممکن است تأثیر اندکی بر رشد اقتصادی داشته یا هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته باشند.

دیدگاه سوم، دیدگاه فرضیه خنثی^۴ است. بر اساس این دیدگاه هیچ رابطه علیتی بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی وجود ندارد. دیدگاه چهارم فرضیه بازخورد^۵ می‌باشد. بر اساس این دیدگاه یک رابطه دوسویه^۶ بین رشد اقتصادی و تقاضای انرژی وجود دارد که بیانگر رابطه درونی آنها و مکمل بودن احتمالی آنهاست و به صورت معناداری تحت تأثیر سیاست‌های

۱. growth hypothesis

۲. conservative hypothesis

۳. energy conservation policies

۴. neutrality hypothesis

۵. Feedback hypothesis

۶. Bidirection

اتخاذ شده در حوزه انرژی و رشد اقتصادی می‌باشد (Jude et al., ۲۰۱۱). در این پژوهش کوشش می‌شود هریک از فرضیه‌های بالا در استان‌های کشور به‌بوته آزمون گذاشته شود.

۳. مطالعات انجام شده پیشین

پس از نخستین مطالعه کرافت و کرافت (۱۹۷۸)، در زمینه تقاضای انرژی و رشد اقتصادی و بررسی رابطه علیت یک طرفه بین رشد GNP و مصرف انرژی در آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۴۷ تا ۱۹۷۴، مطالعات مختلفی برای بررسی رابطه بین این دو متغیر در کشورهای مختلف طی دوره‌های زمانی مختلف انجام شد. مهم‌ترین دلایل اختلاف در نتایج این مطالعات به استفاده از روش‌های اقتصادسنجی متفاوت، اختلاف بین کشورها، دوره‌های زمانی مختلف و تصریح مدل‌های مختلف برمی‌گردد. بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه از آزمون‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر باقیمانده‌ها^۱ مانند انگل - گرنجر (۱۹۸۷) و روش حداکثر راستنمایی بر اساس یوهانسون (۱۹۸۸) و یوهانسون - جوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده کرده‌اند. برای مثال جامب (۲۰۰۴)، با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی و تصحیح خطا به بررسی رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در کشور مالایا طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۹ پرداخت و به یک رابطه علیت دو طرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی در این کشور دست یافت. بلومی (۲۰۰۹)، نیز از روش هم‌انباشتگی یوهانسون برای بررسی رابطه بین مصرف سرانه انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور تونس طی دوره زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۴ استفاده کرد. بر اساس نتایج این مطالعه رابطه بلندمدت دو طرفه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی و یک رابطه علیت یک طرفه کوتاه مدت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی در این کشور وجود دارد.

انتقاد پژوهشگرانی چون بلومی و جامب به مطالعات تجربی در زمینه تقاضای انرژی و رشد اقتصادی، ایناست که در این مطالعات رابطه بین این دو متغیر بر اساس آزمون‌های علیت دو سویه بررسی قرار می‌گردد و به همین دلیل در اغلب این مطالعات مشکل حذف متغیر مهم در مدل وجود دارد که باعث اشتباه در استنتاج و نتیجه‌گیری می‌شود. با توجه

۱. residual-based cointegration test

به این انتقاد و با پیشرفت مدل‌های سری زمانی در دهه گذشته میلادی، رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از آزمون علیت گرنجر تودا و یاموتو (۱۹۹۵) و با در نظر گرفتن سایر متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی و تقاضای انرژی مانند موجودی سرمایه، نیروی کار و ... در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفت. برای مثال ادھیامبو (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای به این نتیجه رسید که یک رابطه علیت یک طرفه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در کشور تانزانیا وجود دارد. اودراگو (۲۰۱۰)، نیز یک رابطه علیت مثبت بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در بورکینافاسو به دست آورد.

یکی دیگر از انتقادات وارد شده بر مطالعات سری زمانی در این خصوص، وجود شکست‌های ساختاری زیادی است که در کشورها طی دوره زمانی مورد مطالعه رخ داده است. پس لازم بود مطالعات سری زمانی به این موضوع نیز توجه داشته باشند. بنابراین در مطالعاتی نظیر لی و چانگ (۲۰۰۵)، رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و ریشه واحد مورد آزمون قرار گرفت. آنها به بررسی رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۹۵۴ تا ۲۰۰۳ در کشور تایوان با در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری پرداختند. ایسو (۲۰۱۰)، نیز به بررسی رابطه بلندمدت بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در هفت کشور آفریقایی طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی آستانه‌ای^۱ پرداختند. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه در برخی از کشورها رابطه یک طرفه و در برخی دیگر از کشورهای آفریقایی رابطه دو سویه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد.

با توجه به اینکه معمولاً اغلب تحلیل‌های سری زمانی با استفاده از مشاهدات محدود (معمولاً ۳۰ تا ۳۵ مشاهده) صورت گرفته است، به رغم پیشرفت فراوان در این مدل‌ها، قدرت و اعتبار آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی سری زمانی توسط بسیاری از پژوهشگران مورد تردید قرار گرفته است. به همین منظور اغلب آنها در کشورهای مختلف به رفع این مشکل با استفاده از مدل‌های پانل روی آوردند (Jude et al., ۲۰۱۱)، زیرا مدل‌های پانل درون‌زایی متغیرها^۲ را برطرف می‌کنند و با توجه به محدود بودن سری

۱. threshold cointegration

۲. Endogeneity of regressors

زمانی می‌توانند با ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی (Pool)، نتایج بهتری از مدل‌های سری زمانی داشته باشند. به همین منظور در مطالعات اخیر مدل‌های پانل در بررسی رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی مورد استفاده اغلب پژوهشگران قرار گرفته است. آپرجیس و پایان (۲۰۰۹)، به بررسی رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در ۱۱ کشور از کشورهای مستقل مشترک المنافع^۱ با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای پانل طی دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۵ پرداختند. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه یک رابطه علیت یک طرفه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در کوتاه مدت و یک رابطه علیت دو سویه بین این دو متغیر در بلندمدت در این کشورها وجود دارد. اوزترک و همکاران (۲۰۱۰)، به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ۵۱ کشور مختلف طی دوره زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. آنها کشورهای مورد مطالعه را به سه گروه کشورهای با درآمد بالا، پایین و متوسط تقسیم کردند. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه یک رابطه علیت بلندمدت از رشد اقتصادی به مصرف انرژی در کشورهای کم درآمد و یک رابطه دو سویه بین این دو متغیر در کشورهای با درآمد متوسط وجود دارد. لی و چانگ (۲۰۰۸)، نیز به بررسی و تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در ۱۶ کشور آسیایی با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل طی دوره زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۲ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه یک رابطه تعادلی بلندمدت از تقاضای انرژی به رشد اقتصادی و یک رابطه تعادلی کوتاه مدت از تولید ناخالص به تقاضای انرژی در این کشورها وجود دارد.

در ایران نیز در مطالعات متعددی به بررسی تقاضای انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از روش‌های تحلیل سری زمانی پرداخته شده است. برای مثال آرمن و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران با توجه به تحلیل علیت گرنجری تودا و یاماتو طی سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵ پرداختند. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه یک رابطه علیت گرنجری از مصرف انرژی در بخش خانگی و تجاری و مصرف انرژی در بخش حمل و نقل به رشد اقتصادی وجود دارد. شکیبایی و همکاران (۱۳۹۰)، به بررسی رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی

۱. Commonwealth of Independent States

در زیربخش‌های اقتصادی ایران با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی تصحیح خطای برداری طی دروه زمانی ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۶ پرداختند. بر اساس نتایج به دست آمده یک رابطه بلندمدت یک طرفه از مصرف برق در بخش‌های صنعت و کشاورزی با ارزش افزوده این بخش‌ها وجود دارد. همچنین یک رابطه بلندمدت یک طرفه از مصرف گاز در بخش صنعت به رشد ارزش افزوده این بخش وجود دارد. آماده و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) پرداختند. نتایج حاصل نشان داد که رابطه علیتکو تا همدت بلندمدت یکطرفه از مصرف انرژی و رشد اقتصاد ایران وجود دارد. یک رابطه علیتکو تا همدت بلندمدت یکطرفه از مصرف انرژی و رشد اقتصاد ایران وجود دارد. علاوهمبراین، یک رابطه علیتکو تا همدت بلندمدت یکطرفه از مصرف انرژی و رشد اقتصاد ایران وجود دارد. افزوده‌های این بخش نیز وجود دارد. اصغر پور و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۴۶، به بررسی رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری پرداخته‌اند. در این مطالعه از آزمون‌های ریشه واحد زیوت-اندریوز برای تعیین تغییرات ساختاری به شکل درونزا و همچنین از آزمون همجمعی گریگوری-هانسن جهت بررسی رابطه بلندمدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری استفاده شده است. نتایج به دست آمده از پژوهش نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۰، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی و حداقل مربعات ادغام شده پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت بین کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته وجود دارد. همچنین، طی دوره مورد بررسی کشورهای توسعه یافته از نظر مصرف انرژی در سطح بالاتری نسبت به کشورهای در حال توسعه قرار داشته و میزان

اثرگذاری بلندمدت مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی این کشورها کمتر از کشورهای در حال توسعه است. حسنیه در آبادیو همکاران (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای، به بررسی رابطه علیمیان مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴، با استفاده از تجزیه تحلیل همگرایی و آزمون علیت، نتایج حاصل از آزمون علیت، بیانکننده علیت کمر فهاز مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی از اشتغال به تولید ناخالص داخلی مصرف انرژی است.

در مجموع بیشتر مطالعات داخلی مبتنی بر تحلیل‌های سری زمانی است و مطالعه‌ای که به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و تقاضای انرژی در استان‌های ایران و با استفاده از روش تصحیح خطای پانل (PECM) پردازد، وجود ندارد. خلاصه برخی مطالعات انجام شده در کشورهای مختلف در این زمینه در جدول ۱ ارائه شده است.

۴. روش شناسی پژوهش

تخمین و برآورد تأثیر تقاضای انرژی بر رشد اقتصادی و بررسی سایر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور در این پژوهش طی سه مرحله انجام می‌پذیرد. ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش و تعیین مرتبه هم انباشتگی آنها پرداخته و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی پانل به بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌پردازیم. سپس در صورت وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، تخمین و برآورد آن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) صورت می‌گیرد. سرانجام نیز با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده (PMG) پسران و همکاران (۱۹۹۹)، به بررسی تأثیرات تقاضای انرژی بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور در کوتاه مدت و بلندمدت و بررسی روابط علیت بین متغیرهای مدل می‌پردازیم.

۱.۴. بررسی ایستایی^۱ بین متغیرها

پژوهش، شروع تجزیه و تحلیل تأثیر تقاضای انرژی بر رشد اقتصادی در این با تشخیص مرتبه هم انباشتگی متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد^۲ می‌باشد. لوین و

۱. Stationary

۲. Unit root tests

همکاران (۲۰۰۲) آزمون ریشه واحد پانل را بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱

جدول ۱ بررسی رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف

نویسندگان	دوره زمانی	کشور	روش پژوهش	نتایج
ولد رافائل (۲۰۰۵)	۱۹۷۱-۲۰۰۱	کشورهای آفریقایی	هم انباشتگی و علیت گرنجر بر اساس الگوی تصحیح خطا	رابطه یک طرفه از GDP به تقاضای انرژی در کشورهای الجزایر، کنگو، غنا و مصر و رابطه یک طرفه از تقاضای انرژی به GDP در کامرون، مراکش و نیجریه و رابطه یک طرفه از GDP به تقاضای انرژی در کشورهای بنین، کنگو، کنیا، سنگال، آفریقای جنوبی، سودان، توگو و تانزانیا
ایرانی (۲۰۰۶)	۱۹۷۰-۲۰۰۲	۶ کشور حوزه خلیج فارس	هم انباشتگی پانل و گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)	یک رابطه علیت یک طرفه از GDP به تقاضای انرژی وجود دارد.
لی و چانگ (۲۰۰۷)	۱۹۶۵-۲۰۰۲	۲۲ کشور توسعه یافته و ۱۸ کشور در حال توسعه	پانل VAR و گشتاورهای تعمیم یافته	رابطه علیت یک طرفه از GDP به تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه و یک رابطه علیت دو طرفه بین تقاضای انرژی و GDP در کشورهای توسعه یافته وجود دارد.
چیوی و همکاران (۲۰۰۸)	۱۹۵۴-۲۰۰۶	کشورهای آسیایی و آمریکا	علیت گرنجر	هیچ رابطه علیتی بین GDP و تقاضای انرژی در تایلند، کره جنوبی و آمریکا وجود دارد. رابطه علیت یک طرفه از GDP به تقاضای انرژی در فلیپین و سنگاپور و یک رابطه علیت از تقاضای انرژی به GDP در تایوان، هنگ کنگ، مالزی و اندونزی وجود دارد.
لی و همکاران (۲۰۰۸)	۱۹۶۰-۲۰۰۱	۲۲ کشور عضو OECD	مدل هم انباشتگی و تصحیح خطای پانل و	یک رابطه علیت دو طرفه بین تقاضای انرژی و GDP در این کشورها وجود دارد.
ناریان و اسمیت (۲۰۰۸)	۱۹۷۲-۲۰۰۲	کشورهای گروه G۷	هم انباشتگی پانل و علیت گرنجر	رابطه علیت یک طرفه از تقاضای انرژی به رشد اقتصادی در این کشورها وجود دارد.
ولد رافائل (۲۰۰۹)	۱۹۷۱-۲۰۰۴	۱۷ کشور آفریقایی	تجزیه واریانس و علیت گرنجر تودا و یاماتو	موجودی سرمایه و نیروی کار بیشترین تاثیر را بر رشد اقتصادی در ۱۵ کشور آفریقایی دارد و تاثیر انرژی از این دو کمتر است.
اوندراگو (۲۰۱۰)	۱۹۶۸-۲۰۰۳	بورکینافاسو	خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی کرانه ای ^۲	یک رابطه دو طرفه بین تقاضای برق و GDP وجود دارد.
جاد و همکاران (۲۰۱۱)	۱۹۷۰-۲۰۰۶	کشورهای آفریقایی	هم انباشتگی و تصحیح خطای پانل	یک رابطه تعادلی بلندمدت بین مصرف انرژی، GDP، قیمت، نیروی کار و موجودی سرمایه در

۱. Augmented Dickey-Fuller

۲. ARDL Bounds

کشورهای واردکننده انرژی، صادرکننده انرژی و کل کشورها وجود دارد.				

(ADF) پیشنهاد داده‌اند که با فرض همگنی^۱ در پویایی ضرایب خودرگرسیون برای تمامی ریشه‌های پانل با استقلال مقطعی^۲ می‌باشد. از طرف دیگر در آزمون ریشه واحد پانل ایم و همکاران (IPS) فرض بر ناهمگنی در پویایی ضرایب خودرگرسیون تمام ریشه‌های پانل می‌باشد (ozturk, ۲۰۱۰). آزمون IPS، اولین آزمون بررسی هم انباشتگی متغیرها در پانل است. آزمون ریشه واحد IPS در مقایسه با آزمون‌های دیگر مانند آزمون ریشه واحد لوین و لین، لوین و همکاران و برایتونگکه ناهمگنی^۳ ضرایب خودرگرسیون در آنها وجود ندارد، قوی‌تر بوده و محدودیت کمتری دارد. آزمون ریشه واحد IPS مشکل خودهمبستگی سریالی آزمون لوین و لین را با فرض ناهمگنی بین واحدهای مختلف در چارچوب پانل پویا برطرف کرد.^۴

آزمون ریشه واحد IPS، مانند سایر آزمون‌های نسل اول ریشه واحد پانل بر فرض استقلال بین مقاطع^۵ مختلف استوار هستند، در حالی که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزایی باقیمانده محاسبه نشده^۶ و عوامل معمول غیرقابل مشاهده در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد. امروزه آزمون‌های جدید ریشه واحد پانل وابستگی و همبستگی پویای رایج اقتصادی و منطقه‌ای را نیز در نظر می‌گیرند، به این آزمون‌ها، آزمون‌های نسل دوم ریشه واحد پانل می‌گویند. یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون تعمیم یافته مقطعی ایم و همکاران (CIPS)^۷ می‌باشد که پسران (۲۰۰۷) ارائه است. پسران جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی-فولر تعمیم یافته

۱.homogeneity

۲.Cross-section dependence

۳.heterogeneity

۴.برای مطالعه بیشتر در مورد آزمون‌های ریشه واحد پانل به مطالعه بنرجی (Banerjee)، ۱۹۹۹ رجوع کنید.

۵.independent cross sections

۶.uunaccounted residual interdependence

۷.Cross-Sectionally Augmented IPS

مقطعی (۱) که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای اِمین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرد:

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

که در این معادله $\bar{Y}_{t-1} = (1/N) \sum_{i=1}^N Y_{i,t-1}$ و $t_i(N, T)$ برابر است با آزمون t برآورد شده از ضریب ρ که در آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته وجود دارد. آزمون CIPS بر اساس میانگین آماره‌های دیکی-فولر تعمیم یافته مقطعی فردی به صورت رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$CIPS = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (2)$$

آماره‌های بحرانی آزمون CIPS نیز برای تمام سطوح خطای مشخص توسط پسران محاسبه و به صورت جدول ارائه شده است (Jude et al., ۲۰۱۱).

۲.۴. آزمون هم‌انباشتگی پانل

به منظور انجام آزمون هم‌انباشتگی پانل، ابتدا باید مرتبه هم‌انباشتگی متغیرها تعیین شود. در این پژوهش از روش آزمون هم‌انباشتگی پدرونی^۱ استفاده شده است. این آزمون تقریباً شبیه به آزمون ایم و همکاران می‌باشد با این تفاوت که آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی اثرات فردی مختلف در وابستگی متقابل مقاطع را در نظر می‌گیرد مدل تجربی هم‌انباشتگی پانل پدرونی در این مطالعه بر اساس مدل (۳) محاسبه می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} E_{it} + \beta_{2i} P_{it} + \beta_{3i} L_{it} + \beta_{4i} K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

در این معادله $i=1, \dots, N$ برای هر مقطع در پانل می‌باشد که در این مطالعه شامل استان‌های کشور است، $t=1, \dots, T$ برابر است با دوره زمانی مورد نظر در پژوهش و متغیرهای L, P, E, Y و K به ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم تولید ناخالص داخلی هر استان، میزان مصرف انرژی در هر استان، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نیروی کار و موجودی سرمایه می‌باشد که در ادامه توضیح داده خواهند شد. α_i و δ_i به ترتیب نشان‌دهنده

۱. Pedroni's co integration test

اثرات ثابت مقطع (استان) و زمان می‌باشند. ε_{it} باقیمانده‌های برآورد شده و گویای انحراف از رابطه بلندمدت است. ساختار معادله باقیمانده‌های برآورد شده به صورت مدل خودرگرسیون (۴) است:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{\rho}_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \hat{u}_{it} \quad (4)$$

پدرونی هفت آماره مختلف را به منظور بررسی هم‌انباشتگی پانل ارائه کرده است. از بین این هفت آماره، چهار مورد آن بر اساس داده‌های ادغام شده^۱ است که به صورت میان‌گروهی^۲ است و سه مورد دیگر آن بین‌گروهی^۳ است. در هر دو نوع از این آزمون‌ها فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی است. اختلاف این دو نوع آزمون در طرح فرضیه مقابل می‌باشد. برای آزمون بین‌گروهی فرضیه مقابل عبارت است از $\rho_i = \rho < 1$ برای تمام i ها، در حالی که بر اساس آزمون‌های میان‌گروهی فرضیه مقابل عبارت است از $\rho_i < 1$ برای تمام i ها. توزیع نمونه محدود برای این هفت آماره توسط پدرونی با استفاده از شبیه‌سازی پدرونی محاسبه شده است. به منظور رد فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی، میزان آماره‌های برآوردی باید از آماره بحرانی محاسبه شده توسط پدرونی کوچک‌تر باشد. تنها محدودیت آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی این است که بر اساس فرضیه محدودیت عامل مشترک^۴ می‌باشد و وابستگی مقطعی احتمالی را محاسبه نمی‌کند (Ozturk, 2010). با توجه به این فرضیه پارامترهای بلندمدت متغیرها در سطح برابر با پارامترهای کوتاه مدت متغیرها با یک اختلاف می‌باشند. وجود این محدودیت می‌تواند موجب کاهش قابل توجه قدرت و پایداری آزمون‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر باقی مانده^۵ شود. به همین منظور در این پژوهش، علاوه بر آزمون هم‌انباشتگی پدرونی، آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند (2007) به منظور برآورد رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و سایر متغیرهای توضیحی مدل و رشد اقتصادی در استان‌های ایران انجام شده است. آزمون‌های وسترلاند مشکل محدودیت عامل مشترک را برطرف می‌کنند. این

۱.pooling

۲.within dimension

۳.Between dimension

۴.common factor restriction

۵.residual-based co integration tests

آزمون‌ها بر این اساس طراحی شده‌اند که فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی را با توجه به اینکه آیا جزء تصحیح خطا^۱ در مدل تصحیح خطای شرطی^۲ برابر با صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهند. بنابراین رد فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیانگر رد فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد. این آزمون‌های تصحیح خطا، فرایندی به صورت مدل (۵) دارد (Jude et al., ۲۰۱۱):

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (Y_{it-1} - \beta'_i X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

در معادلهٔ بالا d_t دربردارندهٔ اجزای قطعی^۳، Y_{it} نشاندهندهٔ لگاریتم تولید ناخالص داخلی و X_{it} نشاندهندهٔ لگاریتم متغیرهای توضیحی مدل مانند مصرف انرژی می‌باشد. معادلهٔ بالا را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i Y_{it-1} + \lambda'_i X_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

در این معادله $\lambda_i = -\alpha_i \beta'_i$ و پارامتر α_i نشان دهندهٔ سرعت تعدیل سیستم $Y_{it-1} - \beta'_i X_{it-1}$ به سمت تعادل بلندمدت پس از وقوع یک شوک ناگهانی است. اگر $\alpha_i < 0$ ، مدل تصحیح خطا می‌باشد و نشان می‌دهد که Y_{it} و X_{it} هم‌انباشته^۴ می‌باشند. اگر $\alpha_i = 0$ باشد، تصحیح خطا وجود ندارد، بنابراین رابطهٔ بلندمدت نیز وجود ندارد. فرضیهٔ صفر برای تمام مقاطع (استان‌ها) موجود در پانل عبارت است از $H_0: \alpha_i = 0$ برای تمام $i=1, \dots, N$ ، در حالی که فرضیهٔ مقابل برابر است با $H_1: \alpha_i \neq 0$ برای $i=1, \dots, N$ و $\alpha_i = 0$ برای $i = N_1 + 1, \dots, N$. بر اساس فرضیهٔ مقابل، α_i در بین مقاطع مختلف متفاوت می‌باشد. وسترلاند (۲۰۰۷)، چهار آمارهٔ مختلف را به منظور بررسی هم‌انباشتگی پانل بر اساس تخمین‌های حداقل مربعات α_i و آماره‌های t آن‌ها پیشنهاد داد. دو آزمون از این چهار آزمون، آزمون‌های پانل با فرضیهٔ مقابل وجود هم‌انباشتگی کل پانل هستند ($H_1: \alpha_i = \alpha < 0$ برای تمام i ‌ها). دو آزمون دیگر آزمون‌های میانگین

۱. error-correction term

۷. conditional error-correction

۳. deterministic components

۲. co integrated

گروه^۱ هستند که به آزمون فرضیه مقابل مبنی بر اینکه که برای حداقل یک مقطع، شواهدی از هم انباشتگی وجود دارد، می‌پردازند ($H_1: \alpha_i < 0$ برای حداقل یک i). آماره‌های پانل P_α و P_τ به آزمون فرضیه عدم وجود هم انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم انباشتگی می‌پردازند، در حالی که آماره‌های پانل G_α و G_τ به آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی در مقابل فرضیه مقابل مبنی بر وجود حداقل یک بردار هم انباشتگی می‌پردازند.

۳.۴. تخمین مدل تصحیح خطای پانل (PECM)

همان‌طور که در قسمت قبل بیان شد با استفاده از آزمون‌های پدرونی (۱۹۹۹) و وسترلاند (۲۰۰۷)، فقط می‌توان به بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پی برد. این روش‌ها قادر به برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت در یک مدل تصحیح خطای پانل (PECM) نیستند. در مدل‌های پانل و در صورت وجود هم انباشتگی، می‌توان از تخمین‌زن‌های مختلفی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS)، حداقل مربعات معمولی کاملاً تعدیل شده (FMOLS)،^۲ حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و گروه میانگین ادغام شده (PMG) جهت تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت استفاده کرد. چن و همکاران (۱۹۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی ویژگی‌ها و خصوصیات تخمین‌زن OLS به منظور تخمین مدل‌های تصحیح خطای پانل پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تخمین‌زن‌های FMOLS و DOLS نتایج بهتری نسبت به تخمین‌زن OLS در مدل‌های هم انباشته پانل دارند. از طرف دیگر مطابق با نتایج کاوو و چیانگ (۲۰۰۰)، تخمین‌زن‌های OLS و FMOLS هر دو دارای تورش نمونه‌ای کوچکی هستند و تخمین‌زن DOLS نتایج بهتری نسبت به این دو تخمین‌زن خواهد داشت (Ozturk at al., ۲۰۱۰). بنابراین در این پژوهش از دو تخمین‌زن DOLS و PMG به منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه مدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های کشور استفاده خواهیم کرد.

۱.group-mean test

۲.Fully Modified OLS

۲.endogeneity correction

۱.۳.۴. تخمین زن پویای حداقل مربعات معمولی (DOLS)

به منظور دستیابی به یک تخمین زن ناریب از پارامترهای بلندمدت مدل و به دست آوردن تصحیح درونزایی^۱ متغیرهای مورد استفاده در مدل، تخمین زن DOLS از تعدیل پارامتری خطاهای مدل به وسیله وارد کردن مقادیر گذشته و آینده تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی استفاده می‌کند. تخمین زن DOLS را به صورت زیر می‌توان نشان داد:

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij}\Delta X_{i,t+j} + v_{it} \quad (7)$$

در این مدل متغیر X نشان دهنده برداری از متغیرهای توضیحی مدل ($X = [E, P, L, K]$) و ضریب باوقفه تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. ضریب برآوردی تخمین زن DOLS در این مدل برابر است با:

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T z_{it} z'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T z_{it} \hat{y}_{it}^+ \right) \quad (8)$$

که در معادله بالا $z_{it} = [X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{i,t-q}, \dots, \Delta X_{i,t+q}]$ برداری از متغیرهای توضیحی است و $\hat{y}_{it}^+ = Y_{it} - \bar{Y}_i$ متغیر مبدل^۲ تولید ناخالص داخلی می‌باشد (Jade et al., ۲۰۱۱).

۲.۳.۴. تخمین زن گروه میانگین ادغام شده (PMG) و آزمون علیت^۳

همان‌طور که بیان شد آخرین مرحله از بررسی تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در این پژوهش، تخمین ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت مدل تصحیح خطای پانل با استفاده از روش PMG ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹) و سپس بررسی رابطه علیت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، شاخص قیمت، موجودی سرمایه و نیروی کار می‌باشد. PMG، تخمین زنی میانه^۴ است زیرا هم شامل ادغام (Pooling) و هم میانگین گیری (Averaging) است. یکی از مزیت‌های روش PMG نسبت به روش DOLS این است که در

۲. transformed variable

۳. Causality test

۴. intermediate estimator

این روش ویژگی‌های پویای کوتاه مدت می‌تواند از یک مقطع به مقطع دیگر (از یک استان به استان دیگر) متفاوت باشد در حالی که ضرایب بلندمدت برآورد شده در مدل DOLS با فرض یکسان بودن در تمام مقاطع برآورد می‌شوند. به عبارت دیگر در روش PMG ویژگی‌های مختلف استان‌ها از قبیل میزان مصرف انرژی و میزان تولید ناخالص داخلی متفاوت، در تخمین ضرایب در نظر گرفته می‌شود (Lee et al., ۲۰۰۸). اگر متغیرهای مدل هم انباشته باشند، می‌توان از تخمین زن PMG به منظور بررسی رابطه علیت بین متغیرها استفاده کرد. مدل تصحیح خطای پانل مورد نظر در این پژوهش به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \Delta Y_{it} = & \beta_{1j} + \sum_{k=1}^p \beta_{11ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{12ik} \Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{13ik} \Delta P_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \beta_{14ik} \Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{15ik} \Delta K_{it-k} + \lambda_{1i} \varepsilon_{it-1} + v_{1it} \end{aligned} \quad (9 \text{ الف})$$

$$\begin{aligned} \Delta E_{it} = & \beta_{2j} + \sum_{k=1}^p \beta_{21ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{22ik} \Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{23ik} \Delta P_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \beta_{24ik} \Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{25ik} \Delta K_{it-k} + \lambda_{2i} \varepsilon_{it-1} + v_{2it} \end{aligned} \quad (9 \text{ ب})$$

$$\begin{aligned} \Delta P_{it} = & \beta_{3j} + \sum_{k=1}^p \beta_{31ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{32ik} \Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{33ik} \Delta P_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \beta_{34ik} \Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{35ik} \Delta K_{it-k} + \lambda_{3i} \varepsilon_{it-1} + v_{3it} \end{aligned} \quad (9 \text{ ج})$$

$$\begin{aligned} \Delta L_{it} = & \beta_{4j} + \sum_{k=1}^p \beta_{41ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{42ik} \Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{43ik} \Delta P_{it-k} \\ & + \sum_{k=1}^p \beta_{44ik} \Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{45ik} \Delta K_{it-k} + \lambda_{4i} \varepsilon_{it-1} + v_{4it} \end{aligned} \quad (9 \text{ د})$$

$$\Delta K_{it} = \beta_{5j} + \sum_{k=1}^p \beta_{51ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{52ik} \Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{53ik} \Delta P_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{54ik} \Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{55ik} \Delta K_{it-k} + \lambda_{5i} \varepsilon_{it-1} + v_{5it} \quad (۵۹)$$

در معادلات بالا Δ نشاندهنده عملگر تفاضل مرتبه اول^۱، نشاندهنده میزان وقفه بهینه سیستم است که با توجه به معیار شوارتز ییزین^۱ انتخاب شده است. با استفاده از مجموعه معادلات بالا می توان هم رابطه بلندمدت و هم رابطه کوتاه مدت بین متغیرها را بررسی کرد. در معادله تولید ناخالص داخلی (۹ الف)، به منظور بررسی رابطه علیت کوتاه مدت بین مصرف انرژی، شاخص قیمت مصرف کننده، نیروی کار و موجودی سرمایه با تولید ناخالص داخلی در هر استان به ترتیب می توان از آزمون های $H_0: \beta_{12ik} = 0 \quad \forall ik$ ، $H_0: \beta_{15ik} = 0 \quad \forall ik$ ، $H_0: \beta_{14ik} = 0 \quad \forall ik$ ، $H_0: \beta_{13ik} = 0 \quad \forall ik$ ضریب β_{12ik} نشان دهنده رابطه علیت کوتاه مدت از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی به ازای استان های مختلف و وقفه های مختلف می باشد، اگر این ضریب برابر با صفر باشد نشاندهنده این است که مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی هیچ رابطه ای با هم ندارند. ضرایب β_{15ik} و β_{13ik} ، β_{14ik} نیز به ترتیب نشان دهنده رابطه علیت کوتاه مدت از نیروی کار، شاخص قیمت و موجودی سرمایه به تولید ناخالص داخلی به ازای استان های مختلف و وقفه های مختلف می باشند.

در معادله مصرف انرژی (۹ ب)، نیز بدین ترتیب می توان رابطه علیت کوتاه مدت از تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت، نیروی کار و موجودی سرمایه به مصرف انرژی را مورد آزمون قرار داد. برای مثال ضریب β_{21ik} رابطه مدت از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی را به ازای استان ها و وقفه های مختلف را نشان می دهد. با استفاده از معادله شاخص قیمت (۹ ج) رابطه علیت کوتاه مدت از تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه به شاخص قیمت مورد آزمون قرار می گیرد. معادله نیروی کار (۹ د)، رابطه علیت کوتاه مدت از تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، شاخص قیمت

۱. Schwarz Bayesian Criterion

و موجودی سرمایه به نیروی کار را مورد آزمون و بررسی قرار می‌دهد و با استفاده از معادله موجودی سرمایه (۹)، رابطه علیت از تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، شاخص قیمت و نیروی کار به موجودی سرمایه را می‌توان مورد آزمون قرار داد.

در سیستم معادلات بالا، معنی‌دار بودن ضرایب β و وجود علیت کوتاه‌مدت بین متغیرها، با استفاده از میزان معنی‌داری آماری آماره F جزئی^۱ که مرتبط با متغیرهای سمت راست معادلات است، معین می‌شود. وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در معادلات بالا نیز با استفاده از سطح معنی‌داری آماره t ضریب λ که مربوط به ضریب جز خطای مدل (ε_{it-1}) است مشخص می‌شود.

۵. توضیح داده‌ها و تخمین مدل

۱.۵. بررسی داده‌ها

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های کشور، ۳۰ استان کشور به سه گروه توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته تقسیم می‌شوند. رده‌بندی استان‌های کشور با بهره‌گیری از مدل برنامه‌ریزی چندمنظوره به روش وزن دهی ساده^۲ که اطلاعات پایه آن از مرکز آمار ایران، دفتر آمار و فراوری داده‌های وزارت صنعت، معدن و تجارت، سازمان صنایع کوچک و شهرک‌های صنعتی ایران و براساس سرمایه‌گذاری و اشتغال طرح‌های صنعتی معدنی با پیشرفت فیزیکی بالای ۶۰ درصد و مساحت زمین‌های اختصاص یافته برای سرمایه‌گذاری‌های صنعتی و نهایتاً ارزش افزوده بخش‌صنعت و معدن و بر پایه جمعیت هر یک از استان‌ها مورد محاسبه و پردازش قرار گرفته و رتبه هر استان از نظر رده توسعه یافتگی صنعتی سرانه تعیین می‌گردد. (وزارت صنعت، معدن و تجارت، ۱۳۸۹)

بنابراین مطابق گزارش معاونت برنامه‌ریزی وزارت صنعت، معدن و تجارت درموضوع "رتبه‌بندی استان‌های کشور به لحاظ توسعه یافتگی صنعتی" استان‌های کشور به سه دسته تقسیم می‌شوند: (۱) استان‌های توسعه یافته صنعتی؛ (۲) استان‌های کمتر توسعه یافته صنعتی؛ (۳)

۱. partial F-statistic

۲. Multi-purpose programming model with simple weighting Method

استان‌های توسعه نیافته صنعتی

استان‌هایی که در رده‌بندی فوق قرار می‌گیرند در جدول ۲ ارائه شده است:

جدول ۲. رتبه‌بندی استان‌های کشور به لحاظ توسعه یافتگی صنعتی

رتبه	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱
توسعه یافته صنعتی	استان یزد	سمنان	قزوین	مرکزی	بوشهر	اصفهان	زنجان	خوزستان	کرمان	قم	آذربایجان شرقی
کمتر توسعه یافته صنعتی	رتبه ۱۲	تهران	خراسان شمالی	گیلان	هرمزگان	خراسان رضوی	چهارمحال و بختیاری	مازندران	ایلام	۲۰ فارس	
توسعه نیافته صنعتی	رتبه ۲۱	اردبیل	لرستان	خراسان جنوبی	همدان	کرمانشاه	آذربایجان غربی	کردستان	گلستان	۲۹ کهگیلویه و بویراحمد	۳۰ سیستان و بلوچستان

منبع: وزارت صنعت، معدن و تجارت، معاونت برنامه ریزی، توسعه و فناوری، ۱۳۸۹

با توجه به سطح دسترسی به داده‌ها، آمار و اطلاعات مورد نیاز در این پژوهش از بانک مرکزی، مرکز آمار، شرکت پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی، وزارت نیرو و ترازنامه انرژی کشور طی سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ گردآوری شده است. متغیر Y در این پژوهش، نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی هر استان به قیمت ثابت می‌باشد که به عنوان شاخص رشد اقتصادی در این تحقیق است.

متغیر E نشان‌دهنده میزان مصرف انرژی در استان‌های مختلف کشور بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام می‌باشد. P نشان‌دهنده شاخص قیمت در استان‌های مختلف است و به عنوان جانشینی برای قیمت انرژی در مدل لحاظ شده است. با توجه به اینکه قیمت تأثیر بسیار زیادی بر درآمد واقعی و قدرت خرید افراد و در نتیجه میزان مصرف انرژی دارد، از این متغیر در چارچوب مدل چندمتغیره پژوهش استفاده گردید. هر چند شاخص قیمت انرژی معیار مناسب‌تری است ولی با توجه به عدم وجود آمار و اطلاعات مورد نیاز برای این متغیر در استان‌های کشور و یکسان بودن قیمت انرژی در کشور الزاماً از متغیر جانشین آن استفاده گردید. L نشان‌دهنده نیروی کار موجود در هر استان و K نیز موجودی سرمایه است که به دلیل عدم وجود آمار و اطلاعات این متغیر برای تمام استان‌ها و با توجه به مطالعات انجام شده قبلی از میزان تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) به عنوان جانشینی

برای این متغیر استفاده گردید^۱. در این مطالعه فرض می‌شود که مصرف انرژی از دو طریق می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر گذار باشد یکی به طور مستقیم و به عنوان یک نهاده تولید و دیگری به صورت غیرمستقیم و به عنوان یک مکمل برای نهاده‌های نیروی کار و موجودی سرمایه. شاخص قیمت نیز متغیری است که هم بر تقاضای انرژی و هم بر رشد اقتصادی می‌تواند تأثیر گذار باشد. متغیرهای موجودی سرمایه و نیروی کار نیز از عوامل اصلی موثر بر رشد اقتصادی در هر کشور است.

به منظور تخمین مدل برای هر گروه از استان‌ها ابتدا لازم است تا نوع روش تخمین جهت نوع خاص داده‌های ترکیبی-مقطعی تعیین شود. بنابراین، ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از استان‌ها، بر روی داده‌ها آماره F محاسبه شده برای هر ۳ گروه مورد مطالعه، از آماره F جدول بزرگتر بود، با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد فرضیه صفر آزمون مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید^۲ (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نمی‌باشد و باید عرض از مبدأهای مختلفی (روش پانل) را در مدل لحاظ نمود.

۲.۵. آزمون هم‌انباشتی پانل و برآورد رابطه بلندمدت

در آزمون‌های ریشه واحد پانل نسل اول (Imetal, ۲۰۰۳)، به استثنای اثرات زمانی مشترک، فرض بر این است که بین واحدهای مختلف پانل عدم وابستگی مقطعی وجود دارد در حالی که بر اساس آزمون‌های ریشه واحد پانل نسل دوم که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شد، شکل‌های عمومی از وابستگی مقطعی مورد بررسی قرار می‌گیرد که فقط محدود به اثرات مشترک زمانی نمی‌شود. در این مطالعه، به منظور بررسی و آزمون وابستگی بین مقطعی در نمونه‌های مورد بررسی (استان‌های کشور)، از آزمون ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۴)

۱. آمار مربوط به این متغیر از گزارش‌های بانک مرکزی و معاونت نظارت راهبردی ریاست جمهوری (سازمان مدیریت و برنامه سابق) استخراج گردیده است.

استفاده شده است. آزمون پسران بر اساس میانگین ضرایب همبستگی دو به دو از باقیمانده‌های تخمین OLS رگرسیون دیکی فولر تعمیم یافته استاندارد برای هر فرد (مقطع) به دست می‌آید. فرضیه صفر در این آزمون عدم وابستگی مقطعی است و دارای توزیع مجانبی نرمال استاندارد می‌باشد. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون، فرضیه صفر در تمامی مدل‌های پانل در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد رد می‌شود که نشان می‌دهد مدل‌های پانل تشکیل شده از سه گروه استان‌های کشور دارای همبستگی مقطعی است. این نتیجه به دست آمده گویای وجود خصوصیات و ویژگی‌های مشترک مانند یکسان بودن قوانین و مقررات حاکم، انرژی بر بودن شیوه‌های تولید در استان‌های مختلف و ... بین استان‌های کشور است.

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد پانل ایم و همکاران (۲۰۰۳) و پسران (۲۰۰۷) با روند زمانی و بدون روند زمانی در جدول ۳ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد تمام متغیرهای مدل در سطح مانا نیستند اما تفاضل مرتبه اول آنها مانا هست این نتیجه در سه گروه از استان‌های کشور دیده می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد و اثبات نامانایی متغیرهای پژوهش به آزمون هم انباشتگی پانل بین متغیرهای پژوهش در سه گروه مختلف استان می‌پردازیم.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد پانل

متغیرها	نتایج آزمون ریشه واحد پانل ایم و همکاران (IPS, ۲۰۰۳)				نتایج آزمون ریشه واحد پانل پسران (۲۰۰۷)			
	سطح		یک تفاضل		سطح		یک تفاضل	
	عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند
استان‌های توسعه یافته								
تولید ناخالص داخلی	-۱.۷۲	-۲.۲۵	-۳.۲۸	-۳.۵۸	-۱.۶۶	-۲.۰۳	-۲.۸۶	-۳.۱۱
مصرف انرژی	-۱.۸۲	-۲.۲۰	-۳.۴۳	-۳.۸۵	-۱.۵۹	-۲.۲۳	-۳.۰۱	-۳.۳۲
شاخص قیمت	-۰.۹۸	-۱.۵۳	-۲.۷۵	-۳.۲۲	-۱.۰۵	-۱.۰۸	-۲.۵۱	-۲.۸۴
نیروی کار	-۱.۷۹	-۲.۴۰	-۴.۱۰	-۳.۸۵	-۱.۸۱	-۲.۰۲	-۲.۷۲	-۳.۴۲
موجودی سرمایه	-۱.۴۴	-۲.۲۵	-۳.۵۵	-۳.۵۹	-۱.۷۶	-۲.۰۵	-۲.۹۸	-۳.۰۹
استان‌های کمتر								

توسعه یافته								
تولید ناخالص داخلی	-۱.۵۷	-۲.۰۲	-۳.۲۴	-۳.۵۰	-۱.۷۴	-۱.۸۵	-۲.۹۵	-۳.۱۵
مصرف انرژی	-۱.۹۷	-۲.۱۴	-۳.۶۶	-۴.۰۵	-۱.۸۷	-۲.۲۷	-۳.۴۸	-۳.۷۹
شاخص قیمت	-۱.۱۰	-۲.۲۶	-۲.۹۹	-۳.۰۳	-۱.۲۳	-۱.۱۲	-۲.۳۸	-۲.۹۸
نیروی کار	-۱.۱۸	-۱.۴۸	-۳.۸۰	-۳.۷۶	-۲.۱۲	-۲.۴	-۲.۹۸	-۳.۵۳
موجودی سرمایه	-۱.۷۰	-۲.۳۰	-۳.۷۰	-۳.۹۶	-۱.۲۲	-۲.۳۵	-۳.۴۹	-۳.۷۸
استان‌های توسعه نیافته								
تولید ناخالص داخلی	-۱.۶۹	-۲.۱۰	-۳.۴۷	-۳.۷۷	-۱.۹۳	-۲.۰۵	-۳.۰۸	-۳.۳۸
مصرف انرژی	-۱.۲۱	-۲.۴۴	-۳.۵۹	-۳.۸۷	-۱.۶۳	-۱.۹۸	-۳.۲۹	-۳.۴۹
شاخص قیمت	-۰.۷۹	-۰.۸۷	-۲.۶۰	-۳.۳۳	-۱.۲۸	-۱.۲۳	-۲.۴۵	-۲.۹۶
نیروی کار	-۱.۸۸	-۲.۳۷	-۴.۰۵	-۳.۸۰	-۲.۰۱	-۲.۱۶	-۲.۵۵	-۳.۲۴
موجودی سرمایه	-۱.۷۵	-۲.۰۸	-۳.۴۶	-۳.۵۵	-۱.۸۲	-۲.۲۴	-۳.۰۷	-۳.۲۸

منبع: محاسبات تحقیق

*, ** نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح معنی داری ۱٪ و ۵٪ است.

با توجه به نتایج آزمون‌های ریشه واحد و اینکه تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین آنها می‌پردازیم. جدول ۴ نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی را نشان می‌دهد. که چهار آزمون بین گروهی و سه آزمون میان گروهی به منظور تشخیص وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش انجام شده است. بر اساس نتایج بدست آمده فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی پانل در سه گروه استان‌ها رد می‌شود. با توجه به مطالعات قبلیشکال آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی عبارت از این است که این آزمون مستلزم بردار هم‌انباشته بلندمدت متغیرها در سطح برابر با فرایند تعدیل کوتاه‌مدت تغییرات متغیرهاست و فرض بر استقلال مقاطع نیز می‌باشد. وجود چنین محدودیت‌هایی تا حدودی باعث کاهش اعتبار روش پدرونی می‌شود به همین منظور در این پژوهش علاوه بر آزمون پدرونی از چهار آزمون هم‌انباشتگی پانل که توسط وسترلاند ارائه گردیده و وابستگی مقطعی را مورد بررسی قرار می‌دهند نیز استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۵ ارائه داده شده است. بر اساس تمام آماره‌های پانل فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد رد می‌شود. در این آزمون مقادیر احتمال قوی و پایدار

بر اساس مقادیر احتمال بوت استرپ شده^۱ محاسبه می‌شوند که این مقادیر پایایی بسیار بالایی جهت آزمون فرضیه دارند و وابستگی بین مقاطع را نیز در نظر می‌گیرند که بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد می‌شود.

جدول ۴. آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی

گروه مورد بررسی	آماره‌های پانل				آماره‌های گروه		
	آماره ν	آماره ρ	آماره pp	آماره adf	آماره ρ	آماره pp	آماره adf
استان‌های توسعه یافته	۱.۳۸x	-۱.۴۹x	-۲.۷۱xxx	-۱.۹۷xx	-۱.۵۹x	-۲.۸۵xxx	-۲.۳۶xx
استان‌های کمتر توسعه یافته	۱.۵۱x	-۱.۵۸x	-۲.۸۱xx	-۲.۶۰xxx	-۱.۴۱x	-۲.۰۵xx	-۳.۱۱xxx
استان‌های توسعه نیافته	۱.۹۸xx	-۱.۴۵x	-۲.۲۱xx	-۱.۳۲x	-۱.۸۸xx	-۲.۰۱xx	-۲.۵۱xxx

منبع: محاسبات تحقیق

تمام آزمون‌های انجام شده، نرمال و توزیع مجانبی آنها نیز نرمال استاندارد می‌باشد. x، xx و xxx نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی در سطح معناداری ده، پنج و یک درصد می‌باشند.

جدول ۵. آزمون هم‌انباشتگی پانل وسترلاند

آماره	استان‌های توسعه یافته			استان‌های کمتر توسعه یافته			استان‌های توسعه نیافته		
	آماره آزمون	احتمال	احتمال قوی	آماره آزمون	احتمال	احتمال قوی	آماره آزمون	احتمال	احتمال قوی
G_T	۴.۸۷	۰.۰۰	۰.۰۰	-۵.۶۵	۰.۰۰	۰.۰۰	-۴.۱۱	۰.۰۰	۰.۰۰
G_α	-۸.۸۷	۰.۰۶۵	۰.۰۰	-۶.۷۶	۰.۰۵۵	۰.۰۰	-۱۲.۳	۰.۰۶۸	۰.۰۰۳
P_T	-۱۱.۲	۰.۰۱	۰.۰۰	-۱۲.۳	۰.۰۰	۰.۰۰۱	-۱۰.۲	۰.۰۰	۰.۰۰
P_α	-۱۲.۵	۰.۰۰	۰.۰۰۱	-۱۴.۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۲	-۱۱.۴	۰.۰۵	۰.۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

طول وقفه بهینه در این آزمون‌ها با استفاده از معیار آکائیک ۳ انتخاب شده است. تعداد بوت استرپ برای محاسبه میزان احتمال‌های بوت‌استرپ شده باعث حذف اثرات وابستگی مقطعی پانل‌ها می‌شوند نیز برابر با ۴۰۰ در نظر گرفته شده است.

با توجه به اثبات وجود رابطه هم‌انباشتگی پانل بین متغیرهای مدل، در مرحله بعد به تخمین و برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل می‌پردازیم. همانطور که ذکر شد برای

۱. Bootstrapped p-values

تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش DOLS استفاده گردید. نتایج حاصل از این تخمین در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶. برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مؤثر بر تولید ناخالص داخلی استان‌ها

	استان‌های توسعه نیافته		استان‌های کمتر توسعه یافته		استان‌های توسعه یافته	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
مصرف انرژی	۰.۴۷	۰.۰۳۰	۰.۳۸	۰.۰۲۱	۰.۳۱	۰.۰۰۵
شاخص قیمت	-۰.۰۱	۰.۰۵	-۰.۰۱۵	۰.۰۳۱	-۰.۰۲	۰.۰۵۵
نیروی کار	۰.۲۰	۰.۰۱۱	۰.۱۸	۰.۰۰۱	۰.۱۵	۰.۰۱۰
موجودی سرمایه	۰.۲۳	۰.۰۲۵	۰.۲۱	۰.۰۳۰	۰.۱۷	۰.۰۰۴
ضریب ثابت (C)	۱.۵۲	۰.۰۵۶	۲.۲	۰.۰۶۵	۱.۸۷	۰.۰۸۲
آماره دوربین واتسون DW	۱.۹۳		۲.۰۵		۱.۹۵	
R^2	۰.۷۱		۰.۶۸		۰.۶۳	
R^2 تعدیل شده	۰.۶۹		۰.۵۴		۰.۵۶	

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۶ نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین سه گروه مختلف استان‌ها را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بر اساس معیارهای اعتبار سنجی مدل نظیر آماره دوربین واتسون، آماره R^2 و R^2 تعدیل شده و همچنین بر اساس میزان احتمال به دست آمده برای هر یک از ضرایب برآورد شده مدل، صحت نتایج به دست آمده از برآورد مدل ارائه شده در این قسمت از پژوهش جهت تجزیه و تحلیل و اظهار نظر تأیید می‌گردند. با توجه به اینکه مدل به صورت لگاریتمی برآورد شده است ضرایب به دست آمده نشان‌دهنده کشش رشد اقتصادی نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی است. با توجه به نتایج حاصل از تخمین هم‌انباشتگی پانل رابطه بلندمدت قوی و معنی‌داری بین متغیرهای مصرف انرژی، شاخص قیمت‌ها، نیروی کار و موجودی سرمایه با رشد اقتصادی در سه گروه استان‌های کشور برقرار می‌باشد. کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به مصرف انرژی در استان‌های توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته به ترتیب برابر با ۰/۴۷، ۰/۳۸ و ۰/۳۱ است که نشان می‌دهد تقاضا و مصرف انرژی در تمام استان‌های کشور نقش تعیین‌کننده در

رشد اقتصادی آنها خواهد داشت و این تأثیر بین گروه‌های مختلف استان‌ها نیز متفاوت است به نحوی که تأثیر مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی در استان‌های توسعه یافته بیشتر از دو گروه دیگر استان‌هاست. با توجه به نتایج به دست آمده در جدول ۶ می‌توان گفت میزان ذخایر انرژی موجود در استان‌های کشور و حجم مصرف انرژی در کشور بر تأثیرپذیری تولید ناخالص داخلی استان‌ها از متغیرهای مدل تأثیر دارد. با توجه به اینکه انرژی به یک نهاده تولید در اکثر استان‌های کشور به ویژه استان‌های توسعه یافته به شمار می‌آید و در این استان‌ها نظیر استان خوزستان، مرکزی و اصفهان از انرژی جهت استخراج و تولید انرژی استفاده می‌شود، افزایش مصرف انرژی موجب افزایش تولید ناخالص داخلی آنها و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی آنها خواهد شد. به همین منظور می‌توان گفت تقاضای انرژی در این استان‌ها تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی آنها خواهد داشت.

با توجه به نتایج به دست آمده، تأثیر نیروی کار و موجودی سرمایه بر رشد تولید ناخالص داخلی در استان‌های کشور در بلندمدت نیز مثبت و به لحاظ آماری نیز در سطح بالایی معنی دار می‌باشد. تأثیر شاخص قیمت‌ها بر رشد اقتصادی استان‌های کشور در بلندمدت منفی و به لحاظ آماری نیز معنی دار است. با توجه به این نتیجه بدست آمده می‌توان گفت افزایش نرخ تورم در طول دروه مورد بررسی سبب افزایش نااطمینانی تورم در کشور شده است و افزایش نااطمینانی تورم باعث کاهش پس انداز و در نتیجه کاهش سرمایه گذاری بخش خصوصی خواهد شد، کاهش سرمایه گذاری نیز می‌تواند به کاهش رشد تولید ناخالص داخلی استان‌ها منجر شود. تأثیر منفی تورم و شاخص قیمت‌ها بر رشد تولید ناخالص داخلی در استان‌های توسعه نیافته از استان‌های کمتر توسعه یافته و توسعه یافته بیشتر است.

۳.۵. برآورد ضرایب کوتاه مدت و آزمون علیت پانل

پس از تخمین رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی، شاخص قیمت، نیروی کار و موجودی سرمایه با تولید ناخالص داخلی در سه گروه مختلف استان‌های کشور، در ادامه به بررسی رابطه کوتاه مدت بین متغیرهای مدل و تعیین علیت بین تک تک متغیرهای مورد بررسی

پرداخته می‌شود. جدول ۷ آزمون‌های بلندمدت و کوتاه مدت علیت بین متغیرهای مدل در سه گروه مختلف استان‌ها را نشان می‌دهد. میزان وقفه بهینه در این مدل‌ها بر اساس معیار شوارتز بیزین، دو انتخاب شده است.

جدول ۷. آزمون علیت پانل و بررسی رابطه کوتاه مدت بین متغیرها

متغیرهای مستقل	منابع علت و معلول (متغیرهای مستقل)					
	کوتاه مدت					بلندمدت
	ΔY	ΔE	ΔP	ΔL	ΔK	ECT
استان‌های توسعه یافته						
تغییرات تولید ناخالص داخلی (ΔY)	-	۱۰.۲۰* (۰.۴۱)	۴.۴۳** (-۰.۰۱۶)	۸.۴۳* (۰.۲۲)	۱۰.۱۷* (۰.۱۹)	-۰.۱۲۵* [-۳.۲۵]
تغییرات تقاضای انرژی (ΔE)	۴.۶۷** (۰.۱۵۳)	-	۸.۱۹* (-۰.۰۹)	۱.۲۲ (۰.۰۷)	۳.۹۷** (۰.۴۱)	-۰.۲۳۶* [-۴.۴۲]
تغییرات شاخص قیمت (ΔP)	۲.۵۴*** (-۰.۲۳۱)	۱۵.۱۲* (۰.۲۵۱)	-	۳.۰۴ (-۰.۳۰۶)	۴.۵۴ (۰.۱۴)	-۰.۰۱۹ [-۰.۱۰۴]
تغییرات نیروی کار (ΔL)	۴.۱۸** (۰.۳۷)	۲.۹۳ (۰.۱۲)	۷.۲۲ (-۰.۰۹۵)	-	۴.۱۲** (۰.۴۳)	-۰.۰۴۹ [-۳.۴۱۲]
تغییرات موجودی سرمایه (ΔK)	۶.۷۸* (۰.۴۳۱)	۶.۴۱* (۰.۵۸۱)	۱۲.۲۳* (-۰.۱۱۳)	۳.۲۴ (۰.۰۵۳)	-	-۰.۲۷۱۰ [-۴.۴۵۱]

ادامه جدول ۷

متغیرهای مستقل	منابع علت و معلول (متغیرهای مستقل)					بلندمدت ECT
	کوتاه مدت					
	ΔY	ΔE	ΔP	ΔL	ΔK	
استان‌های کمتر توسعه یافته						
تغییرات تولید ناخالص داخلی (ΔY)	-	۶.۱۵* (۰.۳۲)	۶.۱۲* (-۰.۰۱۸)	۸.۲۱* (۰.۱۹)	۱۴.۴۱* (۰.۱۵)	-۰.۱۵۸* [-۳.۴۵۸]
تغییرات تقاضای انرژی (ΔE)	۴.۴۷* (۰.۱۳۳)	-	۴.۸۷** (-۰.۱۰)	۸.۵۴*** (۰.۰۵)	۴.۲۴** (۰.۳۲)	-۰.۱۵۴۰ [-۲.۵۶۷]
تغییرات شاخص قیمت (ΔP)	۳.۸۴* (-۰.۱۹)	۱۰.۲۵* (۰.۲۳۵)	-	۵.۲۱ (-۰.۲۸۹)	۳.۶۹ (۰.۱۲۸)	-۰.۰۱۵ [-۰.۹۴۷]
تغییرات نیروی کار (ΔL)	۳.۱۵*** (۰.۲۳۴)	۴.۸۶۳ (۰.۰۹)	۳.۴۴ (-۰.۰۵۵)	-	۴.۲۲*** (۰.۲۳)	- ۰.۰۶۵*** [۱.۶۷۵]
تغییرات موجودی سرمایه (ΔK)	۱۲.۲۴* (۰.۳۴۷)	۷.۲۵* (۰.۴۷)	۹.۸۷** (-۰.۱۵۷)	۳.۲۷ (۰.۰۸۷)	-	-۰.۲۵۸* [-۳.۵۸]
استان‌های توسعه نیافته						

تغییرات تولید ناخالص داخلی (ΔY)	-	۱۱.۳۵* (۰.۲۸۹)	۴.۵۷** (-۰.۰۲۲)	۷.۴۵* (۰.۱۵۷)	۸.۹۸* (۰.۱۲۴)	-۰.۰۷۱* [-۲.۸۷]
تغییرات تقاضای انرژی (ΔE)	۵.۵۵* (۰.۱۱۴)	-	۶.۸۲** (-۰.۱۵)	۲.۲۶ (۰.۰۶۵)	۲.۶۸* (۰.۲۴۹)	-۰.۳۸۱* [-۲.۹۸]
تغییرات شاخص قیمت (ΔP)	۴.۱۵** (-۰.۲۸۶)	۳.۶۹** (۰.۲۲۸)	-	۳.۰۷*** (-۰.۰۹۱)	۴.۴۷ (۰.۱۱۴)	-۰.۱۰۹ [-۰.۹۲۱]
تغییرات نیروی کار (ΔL)	۳.۹۸*** (۰.۱۱۸)	۲.۸۵ (۰.۰۸)	۶.۲۴ (-۰.۰۳۳)	-	۲.۷۸*** (۰.۱۰۶)	-۰.۰۴۰ [-۲.۶۹]
تغییرات موجودی سرمایه (ΔK)	۵.۹۸* (۰.۲۸۹)	۴.۵۱* (۰.۳۹۶)	۴.۶۹** (-۰.۲۰۱)	۲.۱۴ (۰.۰۶)	-	-۰.۴۲۵* [-۳.۲۵]

منبع: محاسبات تحقیق

اولین عدد ارائه شده در هر خانه جدول میزان آماره F جزئی است که بر اساس تغییرات کوتاه مدت متغیرهای مستقل ارائه شده و نشان دهنده معنی داری ضرایب β در هر معادله است. مقدار ضریب β در مجموعه معادلات (۹) که بر اساس مجموع ضرایب با وقفه متغیرها برآورد شده، نشان دهنده علیت کوتاه مدت مربوط به هر یک از متغیرهاست، در پراگماتر ارائه شده است.

ECT نیز ضریب جزء خطای مدل می باشد که نشان دهنده وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت می باشد. اعداد ارائه شده در ستون آخر این جدول میزان ضریب λ در مجموعه معادلات (۹) را نشان می دهد. آماره t مربوط به این ضرایب در هر معادله نیز در براکت نشان داده شده است.

*, **, و *** به ترتیب نشاندهنده سطح معنی داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد می باشند.

همانطور که در جدول ۷ مشاهده می شود، بر اساس ضرایب برآورد شده در استان های توسعه یافته کشور، تأثیر مصرف انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه بر رشد تولید ناخالص داخلی این استان ها در کوتاه مدت مثبت و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد معنی دار است، ولی تغییرات شاخص قیمت ها در کوتاه مدت تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی این استان ها دارد. با توجه به مجموع ضرایب با وقفه مدل تأثیر مصرف انرژی بر رشد تولید ناخالص داخلی استان های توسعه یافته برابر با ۰/۴۱ درصد است که از سایر عوامل دیگر مانند موجودی سرمایه (۰/۱۹) و نیروی کار (۰/۲۲) بیشتر می باشد. این نتیجه نشاندهنده اهمیت مصرف انرژی در استان های توسعه یافته کشور می باشد. با توجه به ضرایب حاصل از معادله (۹ الف)، می توان گفت نهاده انرژی به عنوان یک نهاده مکمل سایر نهاده های تولید بین استان های کشور محسوب می شود. جزء تصحیح خطای این مدل نیز برابر با ۰/۱۲۵- و در سطح اطمینان بالایی نیز معنی دار می باشد که

گویای سرعت پایین تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی استان‌های توسعه یافته کشور قادر است در هر دوره ۱۲ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت را برطرف کند. در معادله تغییرات انرژی، تغییرات تولید ناخالص داخلی و تغییرات موجودی سرمایه در کوتاه مدت بر مصرف انرژی در استان‌های توسعه یافته کشور تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد در حالی که شاخص قیمت‌ها تأثیر منفی بر مصرف انرژی در این استان‌ها دارد. تأثیر نیروی کار نیز بر تغییرات مصرف انرژی مثبت است ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. ضریب جز تصحیح خطای این مدل نیز به لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار است و نشان می‌دهد که تغییرات مصرف انرژی نیز باعث کاهش عدم تعادل سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت می‌گردد. در مدل تغییرات شاخص قیمت، مصرف و تقاضای انرژی در سه گروه استان‌ها تأثیر مثبت بر افزایش سطح قیمت‌ها دارد و تولید ناخالص داخلی استان‌ها تأثیر منفی بر شاخص قیمت‌ها داشته و باعث کاهش آن می‌شود، ولی متغیرهای دیگر در این معادله به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند. همچنین در هر سه گروه از کشورها شاخص قیمت‌ها موجب تعدیل به سمت تعادل بلندمدت نمی‌شود، زیرا ضریب جزء خطا به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. در مدل تغییرات نیروی کار، تأثیر تولید ناخالص داخلی استان‌ها و موجودی سرمایه بر تغییرات نیروی کار در کوتاه مدت مثبت و معنی‌دار می‌باشد در حالی که تأثیرات مصرف انرژی و شاخص قیمت در کوتاه مدت بر نیروی کار معنی‌دار نیست. در مدل آخر، تأثیر تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی بر تغییرات موجودی سرمایه طی دوره مورد بررسی در کوتاه مدت مثبت و معنی‌دار است و تأثیر تغییرات قیمت بر موجودی سرمایه در استان‌های کشور منفی و معنی‌دار است. تأثیر تغییرات نیروی کار بر موجودی سرمایه در گروه‌های مختلف استان‌ها نیز به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. به طور کلی و با توجه به مدل‌های برآوردشده برای گروه‌های مختلف استان‌های کشور می‌توان گفت ارتباط بین میزان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در تمام استان‌ها رابطه علیت دو طرفه در کوتاه مدت و بلندمدت می‌باشد.

با توجه به ضریب خطای جزء به دست آمده در تمام معادلات، به جز شاخص قیمت،

تمامی متغیرهای دیگر مدل می‌توانند جهت تعدیل تعادل بلندمدت حرکت کنند، ولی شاخص قیمت قادر نیست تعادل سیستم را برقرار کند. تأثیر منفی افزایش قیمت بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌ها به ترتیب در استان‌های توسعه نیافته بیشتر از استان‌های کمتر توسعه یافته و استان‌های توسعه یافته می‌باشد.

ارتباط بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در استان‌های توسعه یافته از استان‌های توسعه نیافته و کمتر توسعه یافته قوی‌تر است. با توجه به این نتیجه می‌توان گفت افزایش رشد فعالیت‌های اقتصادی نظیر افزایش ساخت و ساز و ... در استان‌های توسعه یافته می‌تواند موجب افزایش نیاز به انرژی در این استان‌ها گردد، زیرا انرژی به عنوان یک نهاده مهم تولید در این استان‌ها محسوب می‌شود. از طرف دیگر افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌تواند باعث افزایش درآمد و توزیع آن در بین خانوارهای مختلف گردد که در اثر افزایش سطح رفاه خانوار میزان استفاده آنها از کالاهای انرژی نظیر وسایل خانه، حمل و نقل و ... افزایش یافته و در نتیجه افزایش مصرف انرژی را به دنبال خواهد داشت.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و مصرف انرژی در استان‌های مختلف ایران دارای یک ارتباط دو طرفه و بسیار نزدیک با هم می‌باشند و حتی تکمیل‌کننده یکدیگر نیز می‌باشند. بنابراین افزایش در تولید ناخالص داخلی استان‌های مختلف می‌تواند باعث افزایش مصرف انرژی و در نتیجه افزایش تولید در بخش حقیقی اقتصاد گردد.

۶. نتیجه و توصیه‌های سیاستی

هدف اصلی در این مقاله بررسی ارتباط بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های مختلف ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ است. در این مطالعه از مدل تصحیح خطای پانل و آزمون‌های پدرونی و وسترلاند جهت تبیین رابطه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی استفاده گردید. استان‌های مورد بررسی بر اساس رتبه بندی وزارت صنعت و تجارت استان‌های ایران به سه گروه توسعه یافته، کمتر توسعه یافته و توسعه نیافته تقسیم شدند. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تقاضای انرژی، شاخص قیمت، نیروی کار و موجودی سرمایه با تولید ناخالص

داخلی‌استان‌ها طی دوره مورد بررسی وجود دارد. نتایج به دست آمده در هر سه گروه از استان‌ها نشان می‌دهد که کاهش تقاضای انرژی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود و بر عکس و همچنین افزایش تقاضای انرژی موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود و برعکس. یعنی یک رابطه دو طرفه بین تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های کشور وجود دارد. نتایج بدست آمده پس از انجام تمام آزمون‌های تشخیصی از جمله آزمون وابستگی مقطعی احتمالی در گروه‌های استان‌های مختلف گزارش شده است و اعتبار نتایج به دست آمده تأیید شده است. تنها محدودیت این پژوهش این است که رابطه علیت بین متغیرها در هر استان به صورت جداگانه بررسی نشده بلکه به صورت کلی تحلیل شده است.

نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهند که کاهش مصرف انرژی نمی‌تواند کمکی به رشد و توسعه اقتصادی استان‌های ایران بکند و حتی کاهش مصرف انرژی با توجه به رابطه آنها می‌تواند تهدیدی برای رشد اقتصادی کشور باشد، بنابراین سیاست‌گذاران کشور باید به دنبال راه حلی مناسب برای این موضوع باشند. یکی از راه‌حل‌های موجود تمرکز بر کارآیی انرژی و استفاده بهینه از انرژی است بدین ترتیب که در مصرف انرژی و استفاده از آن در تولید از شیوه‌های کارا استفاده شود. که این مهم نیازمند افزایش سرمایه‌گذاری در این زمینه است.

از طرف دیگر، با توجه به اینکه در راستای اجرای مرحله دوم طرح هدفمند کردن یارانه‌ها قرار داریم و تأثیر منفی افزایش شاخص قیمت بر تقاضای انرژی و تأثیر مثبت تقاضای انرژی بر رشد تولید ناخالص داخلی‌استان‌ها محرز گردیده است، توصیه می‌شود که سیاستگذاران کشور اقدامات حمایتی مناسب و سرمایه‌گذاری‌های لازم جهت عدم کاهش رشد اقتصادی کشور را مورد توجه قرار دهند.

۷. منابع

آماده، حمید؛ مرتضی قاضی و زهره‌عباسی‌فر (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*،

شماره ۸۶، بهار ۸۸

آرمن، سید عزیز و روح الله‌زارع (۱۳۸۸)، "مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط

- آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد/انرژی*، سال ششم، شماره ۲۱، تابستان ۸۸.
- اصغریپور، حسین و همکاران (۱۳۸۸)، "شکست ساختاری، مصرف برق و رشد اقتصادی ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۴)"، *فصلنامه نامه مفید*، تیرماه ۱۳۸۸، شماره ۷۲.
- بهبودی، داود و همکاران (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته"، *مطالعات اقتصاد/انرژی*، زمستان ۱۳۸۸.
- حسنیصدرآبادی، محمدحسین و همکاران (۱۳۸۶)، "بررسی رابطه علی-مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سالهای ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴"، *پژوهشنامه علوم انسانی/اجتماعی*، شماره ۷ (ویژه اقتصاد).
- سالنامه های آماری، مرکز آمار ایران، سال های مختلف.
- شکیبایی، علیرضا و مجیداحمدلو (۱۳۹۰)، "بررسی رابطه بین مصرف حامل های انرژی و رشد زیر بخش های اقتصادی در ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۶): رهیافت تصحیح خطای برداری"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد/انرژی*، سال هشتم، شماره ۳۰، تابستان ۱۳۹۰.
- گزارش های اقتصادی و تراز نامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال های مختلف.
- وزارت صنایع و معادن، معاونت برنامه ریزی، توسعه و فناوری، ۱۳۸۹.
- Acaravci, A., Ozturk, I., (۲۰۱۰), "Electricity Consumption-Growth Nexus: Evidence from Panel Data for Transition Countries", *Energy Economics*, ۳۲, ۶۰۴-۶۰۸.
- Akinlo, A.E., (۲۰۰۸). "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from ۱۱ Sub-Sahara African countries", *Energy Economics*, ۳۰ (۵), ۲۳۹۱-۲۴۰۰.
- Al-Iriani, M.A., (۲۰۰۶). Energy-GDP Relationship Revisited: an Example from GCC Countries Using Panel Causality, *Energy Policy*, ۳۴ (۱۷), ۳۳۴۲-۳۳۵۰.

Apergis, N., Payne, J.E., (۲۰۰۹a), "Energy Consumption and Economic Growth in Central America: evidence from a Panel Co Integration and Error Correction Model", *Energy Economics* ۳۱, ۲۱۱-۲۱۶.

Apergis, N., Payne, J.E., (۲۰۰۹b), "Energy Consumption and Growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States", *Energy Economics* ۳۱, ۶۴۱-۶۴۷.

Banerjee, A., (۱۹۹۹), Panel Data unit Roots and Co Integration: An Overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* ۶۱, ۶۰۷-۶۲۹.

Belloumi, M., (۲۰۰۹). Energy Consumption and GDP in Tunisia: Co Integration and Causality Analysis ۳۷ (۷), ۲۷۴۵-۲۷۵۳.

Breitung, J., (۲۰۰۰), "The local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", *Advances in Econometrics* ۱۵, ۱۶۱-۱۷۷.

Chiou-Wei, S.Z.C.hen, Ching-Fu, Zhu, Z., (۲۰۰۸), "Economic Growth and Energy Consumption revisited—evidence from linear and nonlinear Granger causality", *Energy Economics*, ۳۰(۶), ۳۰۶۳-۳۰۷۶.

Engle, R.F., Granger, C.W.J., (۱۹۸۷), "Co Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* ۵۵, ۲۵۱-۲۷۶.

Esso, L.J., (۲۰۱۰), "Threshold co Integration and Causality Relationship between Energy Use and Growth in Seven African countries", *Energy Economics* ۳۲, ۱۳۸۳-۱۳۹۱

Huang, .N., Hwang, M.J., Yang, C.W., (۲۰۰۸), "Causal Relationship between

Energy Consumption and GDP Growth Revisited: a Dynamic Panel Data Approach,"*Ecological Economics* ۶۷, ۴۱-۵۴.

Im, .S., Pesaran, H., Shin, Y.,(۲۰۰۳),"Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,"*Journal of Econometrics* ۱۱۵, ۵۳-۷۴.

Jude C.Eggoh & Chrysost Bangake and Christophe, Rault,(۲۰۱۱),"Energy Consumption and Economic Growth Revisited in African Countries", *Energy Policy* ۳۹ (۲۰۱۱) ۷۴۰۸-۷۴۲۱

Johansen, S., (۱۹۸۸)" Statistical Analysis of Co Integration Vectors,"*Energy Journal of Economics Dynamic and Control* ۱۲, ۲۳۱-۲۵۴.

Johansen, S., Juselius, K., (۱۹۹۰)," Maximum likelihood Estimation and Interference on co Integration with Applications to the Demand for money",*Oxford Bulletin of Economics and Statistics* ۵۲, ۱۶۹-۲۱۰.

Jumbe, C.B.L., (۲۰۰۴),"Co Integration and Causality between Electricity Consumption and GDP: Empirical Evidence from Malawi",*Energy Economics* ۲۶, ۶۱-۶۸.

Kraft, J., Kraft, A., (۱۹۷۸),"On the Relationship between Energy and GNP,"*Journal of Energy and Development* ۳, ۴۰۱-۴۰۳.

Lee, .C., (۲۰۰۶)"The Causality Relationship between Energy Consumption and GDP in G-۱۱ countries Revisited",*Energy Policy* ۳۴, ۱۰۸۶-۱۰۹۳.

Lee, C.C., Chang, C.P., (۲۰۰۷),"Energy Consumption and GDP Revisited: a Panel Analysis of Developed and Developing Countries",*Energy*

Economics ۲۹, ۱۲۰۶-۱۲۲۳.

Lee, C.C., Chang, C.P., (۲۰۰۸), "Energy Consumption and Economic Growth in Asian Economies: A More Comprehensive Analysis Using Panel Data", *Resource and Energy Economics* ۳۰ (۱), ۵۰-۶۵.

Lee, C.C., Chang, C.P., Chen, P.F., (۲۰۰۸), "Energy-income Causality in OECD Countries Revisited: the Key Role of Capital Stock", *Energy Economics* ۳۰, ۲۳۵۹-۲۳۷۳.

Levin, A., Lin, C.F., (۱۹۹۳), *Unit Root Tests in Panel Data: New Results, Discussion Paper*. Department of Economics, UC-San Diego.

Levin, A., Lin, C.F., Chu, C., (۲۰۰۲), "Unit Root Tests in Panel data: asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics* ۱۰۸, ۱-۲۴.

Narayan, P.K., Smyth, R., (۲۰۰۸), "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Co Integration with Structural Breaks", *Energy Economics* ۳۰, ۲۳۳۱-۲۳۴۱.

Ouedraogo, M., Diarra, M., (۲۰۱۰), "Electricity consumption and economic Growth in Burkina Faso: a Co Integration analysis", *Energy Economics*, doi: ۱۰.۱۰۱۶/j.eneco.۲۰۰۹.۰۸.۰۱۱.

Odhiambo, N.M., (۲۰۰۹), "Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Tanzania: an ARDL Bounds Testing Approach", *Energy Policy* ۳۷, ۶۱۷-۶۲۲.

Ozturk, I., (۲۰۱۰), "A literature Survey on Energy-Growth Nexus", *Energy Policy* ۳۴ (۱), ۳۴۰-۳۴۹.

- Ozturk, I., Aslan, A., Kalyoncu, H., (۲۰۱۰), "Energy Consumption and Economic Growth Relationship: Evidence from Panel Data for Low and Middle Income Countries", *Energy Policy* ۳۸, ۴۴۲۲-۴۴۲۸.
- Pedroni, P., (۱۹۹۹), "Critical Values for co Integration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* ۶۱, ۶۵۳-۶۷۸.
- Pedroni, P., (۲۰۰۱), "Purchasing Power Parity Tests in co Integrated Panels", *The Review of Economics and Statistics* ۸۳, ۷۲۷-۷۳۱.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R., (۱۹۹۹), "Pooled mean group estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association* ۹۴, ۶۲۱-۶۳۴.
- Pesaran, M.H., (۲۰۰۷), "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics* ۲۲, ۲۶۵-۳۱۲.
- Stern, D.I. and Cleveland C.J. (۲۰۰۴), "Energy and Economic Growth", *Rensselaer Working Papers*, No. ۰۴۱۰.
- Toda, H.Y., Yamamoto, T., (۱۹۹۵), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process", *Journal of Econometrics* ۶۶, ۲۲۵-۲۵۰.
- Wolde-Rufael, Y., (۲۰۰۵), "Energy Demand and Economic Growth: the African Experience", *Journal of Policy Modeling* ۲۷ (۸), ۸۹۱-۹۰۳.
- Westerlund, J., (۲۰۰۷), "Testing for Error Correction in Panel Data", *Oxford*

Bulletin of Economics and Statistics ۶۹ (۶), ۷۰۹-۷۴۸.

Wolde-Rufael, Y., (۲۰۰۹)," Energy Consumption and Economic Growth:

The African Experience Revisited", *Energy Economics* ۳۱, ۲۱۷-۲۲۴.