

شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۴-۱۳۴۶)

داود بهبودی^۱

حسین اصغرپور^۲

محمدحسن قزوینیان^۳

تاریخ پذیرش: ۸۷/۲/۱۸

تاریخ دریافت: ۸۶/۲/۱۶

چکیده

تبیین رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی، می‌تواند نقش بسزایی در تنظیم و تدوین سیاستهای بخش انرژی ایفا کند. این رابطه می‌تواند حسب مورد در صورت وجود یا عدم وجود شکستهای ساختاری و تغییرات رژیمی تغییر کند، لذا توجه به وجود شکست ساختاری و تغییرات رژیمی در بررسی‌های تجربی امری مهم و ضروری بوده و عدم توجه به آن ممکن است به نتایج غیر قابل اتکا و گمراه کننده‌ای منتهی گردد.

در این مقاله تلاش شده است با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۴ رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا، 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 انرژی و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری استفاده شده است.

نتایج به دست آمده از تحقیق نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران وجود دارد.

واژگان کلیدی: آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز، آزمون همجمعی گریگوری - هانسن، رشد اقتصادی، شکست ساختاری و مصرف انرژی.

طبقه‌بندی JEL: C32، Q43

dbهبودی@gmail.com

Asgharpurh@yahoo.com

۱. استادیار دانشگاه تبریز

۲. استادیار دانشگاه تبریز

۳. کارشناس ارشد اقتصاد

۱- مقدمه

وابستگی روز افزون جوامع به انرژی، به دلیل جایگزینی نیروی ماشین به جای نیروی انسانی و استفاده از فناوری های انرژی بر، سبب شده است که انرژی به عنوان یک عامل مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی تلقی گردد و در کارکرد بخشهای مختلف اقتصادی نقش چشمگیری ایفا کند. از زمان بروز تکانهای قیمتی نفت که از طرفی منجر به رکود اقتصادی کشورهای واردکننده نفت و از طرف دیگر موجب شکل گیری درآمدهای مازاد در اقتصادهای صادرکننده نفت و نیز تغییر الگوی مصرف انرژی در آنها گردید، نقش و جایگاه انرژی در اقتصاد اهمیت بیشتری یافت و تبیین رابطه تقاضای انرژی و رشد اقتصادی در کانون توجه تحلیلگران اقتصادی قرار گرفته است.

از لحاظ تئوریک، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ارتباط تنگاتنگ با هم دارند؛ به طوری که، هم انرژی به عنوان نیروی محرکه در اکثر فعالیتهای تولیدی و خدماتی از جایگاه ویژه ای برخوردار بوده و هم، برای رشد و توسعه بیشتر اقتصاد کشور، افزایش مصرف انرژی به عنوان نهاده اساسی تولید ضروری است. اما آنچه که در این زمینه اهمیت بیشتری دارد، این است که وجود شکست ساختاری و تغییرات رژیمی می تواند نتایج روابط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و از این رو عدم توجه به این امر، ممکن است نتایج غیرقابل اتکا و گمراه کننده ای داشته باشد (Lee & Chang, 2005, p: 859). لذا توجه به شکست ساختاری و تغییرات رژیمی در روند مصرف انرژی، بویژه در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران از اهمیت زیادی برخوردار بوده و مدنظر قرار دادن آن در بررسی های تجربی، یک ضرورت جدی است.

در مقاله حاضر تلاش شده است رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۴۶ با تأکید بر شکست ساختاری مورد بررسی قرار گیرد. خاطر نشان می سازد در مطالعات انجام یافته در این زمینه، اغلب به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی اکتفا شده است ولی این مطالعه به دو دلیل با سایر مطالعات موجود در اقتصاد ایران تفاوت دارد:

(۱) از آنجا که وجود شکست ساختاری و تغییرات رژیمی می تواند نتایج روابط علی را تحت تأثیر قرار دهد و این امر در اکثر مطالعات داخلی نادیده گرفته شده و عموماً در بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی از آزمونهای همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس استفاده شده است که در صورت بروز شکست ساختاری، کارایی این روش زیر سؤال می رود.

(۲) در اکثر مطالعات از آزمون ریشه واحد پرون (Perron, 1997) استفاده شده است که در آن، نقطه شکستگی به صورت برونزا تعیین می شود. در مطالعه حاضر به منظور تخمین درونزای نقطه شکستگی از آزمون زیوت - اندریوز و پیش آزمون گری گوری - هانسن (Gregory & Hanson, 1996) استفاده شده است.

این مقاله در ۵ بخش تدوین شده است: پس از بیان مقدمه، در بخش دوم به ادبیات تحقیق مشتمل بر بحث نظری و نیز اهم مطالعات تجربی داخلی و خارجی اشاره خواهد شد. در بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده است. بخش چهارم به تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص یافته و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی، سرمایه و نیروی کار به عنوان مهمترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در توابع رشد در نظر گرفته می‌شدند. امروزه علاوه بر نهاد نیروی کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم و مؤثر در بحثهای اقتصاد کلان مطرح است؛ لذا تولید تابعی از نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی خواهد بود.

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

در این رابطه Q محصول ناخالص داخلی، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E نهاده انرژی است که می‌تواند توسط حاملهای انرژی که شامل نفت، گاز، برق و زغال سنگ و ... تأمین شود. همچنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد، که به بیان ریاضی داریم:

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

تابع تولید پیشنهادی برخی محققان با ملحوظ نمودن انرژی به صورت $Q=f\{G(K,E),L\}$ می‌باشد که در آن انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده و عامل تولید مرکب G را ایجاد می‌کند که پس از ترکیب با نیروی کار، محصول به دست می‌آید. لذا با توجه به این تابع، مصرف انرژی بدون اثر گذاشتن بر تولید نهایی نهاده نیروی کار، تولید نهایی نهاده سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Berndt & Wood, 1975, pp:269-268). اقتصاددانان بوم‌شناختی مانند نایر و آیرس^۱ بیان می‌کنند که در الگوی بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهمترین عامل رشد است. از نظر وی، نیروی کار و سرمایه عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند (Stern & Cleveland, 2004, p:4).

عامل انرژی در نظریه‌های جدید رشد نیز وارد مدل شده است ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست؛ برای مثال استرن و کلوند با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی،

1. Nayer and Ayras

عواملی که می‌توانند رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند، مورد بررسی قرار داده‌اند (Stern & Cleveland, 2004). آنها حالت کلی یک تابع تولید را به شکل زیر بیان می‌دارند:

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

که در آن Q_i تولیدات مختلف اقتصادی از قبیل کالاهای تولیدی و خدمات، X_i نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل سرمایه، نیروی کار و غیره، E_i نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، زغال سنگ و غیره می‌باشد و A وضعیت تکنولوژیکی که به عنوان شاخص بهره‌وری کل عوامل تعریف شده‌است.

در این تابع، رابطه بین انرژی و تولید کل از قبیل تولید ناخالص داخلی، می‌تواند به وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب نهاده انرژی و تغییر در ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار گیرد. تغییر در ترکیب دیگر نهاده‌ها- برای مثال انتقال از اقتصاد کاربر به اقتصاد سرمایه بر- نیز می‌تواند رابطه بین انرژی و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین ممکن است متغیر نهاده‌های X بهره‌وری کل عوامل را تحت تأثیر قرار دهد؛ که این بحث در مجموعه تغییرات تکنولوژیکی مورد بررسی قرار می‌گیرد (Stern & Cleveland, 2004).

بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، تحلیل رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از طریق تابع تولید و منحنی‌های عرضه و تقاضای کل اقتصاد میسر است. بدین ترتیب که انرژی به عنوان یک نهاده مهم در تابع تولید محسوب شده و افزایش آن منجر به انتقال به سمت بالای تابع تولید می‌شود. با انتقال تابع تولید، منحنی عرضه کل اقتصاد^۱ (AS) به سمت راست منتقل شده و با فرض عمودی نبودن منحنی تقاضای کل^۲ (AD)، تولید و درآمد تعادلی افزایش می‌یابد (برانسون، ۱۳۸۴ : ۲۰۵-۲۰۰).

با توجه به مطالب فوق، در خصوص تبیین ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی، می‌توان وجود چنین رابطه‌ای را از دیدگاه نظری، منطقی و قابل توجیه تلقی کرد.

۲-۲- پیشینه مطالعات تجربی

در زمینه مصرف انرژی و رشد اقتصادی، مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور انجام شده است. مروری بر مطالعات خارجی حاکی از آن است که هرچند در سالهای اخیر در مطالعات تجربی اقتصادی به شکستهای ساختاری در سری‌های زمانی توجه زیادی شده‌است اما در زمینه مطالعات

1. Aggregate Supply
2. Aggregate Demand

مربوط به مصرف انرژی و رشد اقتصادی باید گفت که صرفاً در موارد معدودی، شکست ساختاری و تغییرات رژیمی مورد توجه قرار گرفته است که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود:

گلاشور از یک بردار تصحیح خطای پنج متغیره جهت مطالعه علی (گرنجری) بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در کره جنوبی استفاده کرد. مخارج دولتی به عنوان متغیر نماینده^۱ فعالیت‌های دولتی و عرضه پول به عنوان متغیر نماینده سیاست‌های پولی و قیمت‌های نفت به عنوان یک عامل تعیین‌کننده در توضیح رابطه علی مورد استفاده قرار گرفت. دوره زمانی مربوطه هم ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ را شامل بود. تکانه‌های قیمت نفت نیز به عنوان یک متغیر مجازی جهت شکست ساختاری در نظر گرفته شدند. نتایج وی نشان‌دهنده یک رابطه علی دوطرفه بوده و نفت هم بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی و مصرف انرژی داشت (Glasure, 2002).

آلتین‌آی و کاراگول در مقاله خود با در نظر گرفتن شکست ساختاری در داده‌ها طی دوره ۱۹۵۰-۲۰۰۰ برای کشور ترکیه و با استفاده از آزمون هیسائو در روش علیت گرنجری، سالیهای شکست ساختاری را هم در مصرف کل انرژی و هم در تولید ناخالص داخلی پیدا کرده و سپس با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز (ZA) به بررسی رابطه علی بین مصرف کل انرژی و رشد اقتصادی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که هیچ رابطه علی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد (Altinay & Karagol, 2004).

لی و چانگ در مقاله‌ای تحت عنوان «شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در تایوان» به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تک تک حاملهای انرژی و تولید ناخالص داخلی برای تایوان طی دوره ۱۹۵۴-۲۰۰۳ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت، انرژی به عنوان محرک رشد اقتصادی عمل کرده و در نتیجه سیاست‌های تحدید انرژی می‌تواند به رشد اقتصادی آسیب برساند و همچنین دریافتند که همجمعی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی پایدار نبوده و بسیاری از وقایع اقتصادی (شکستهای ساختاری)، پایداری دو سری زمانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنها همچنین به این نتیجه رسیدند که رابطه علی دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد، همچنین رابطه علی یک طرفه از مصرف نفت، مصرف گاز و مصرف برق به تولید ناخالص داخلی وجود دارد (Lee & Chang, 2005).

آلتین‌آی و کاراگول به بررسی رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی پرداختند و از داده‌های مربوط به این دو متغیر طی دوره ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۰ استفاده کردند. آنها جداگانه برای هر یک از سری‌های زمانی مربوط به مصرف برق و تولید ناخالص داخلی سال شکست را با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز (ZA) پیدا کردند و با استفاده از دو نوع روش شناختی در آزمون علیت گرنجر

– که الگوی اول بنام دولادو و لوتکیپهل^۱ که در آن از روش خود رگرسیون برداری (VAR) در سطح استفاده می‌شود و الگوی دوم همان علّیت گرنجر استاندارد است، برای بررسی رابطه علیّی ما بین آن دو متغیر استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که افزایش عرضه برق برای رشد مصرف برق بسیار مهمّ است و رابطه علیّی یک طرفه از مصرف برق به رشد اقتصادی وجود دارد (Altinay & Karagol, 2005). همانطور که مشاهده شد، در مطالعات تجربی انجام شده بالا، رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با در نظر گرفتن شکست ساختاری بود. مطالعات متعددی وجود دارد که در آنها، رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بدون توجه به شکست ساختاری انجام شده که در جدول (۱) برخی از این مطالعات تجربی از سال ۲۰۰۰ تاکنون به اختصار مورد اشاره قرار گرفته است. همچنین هرچند که در هیچ کدام از مطالعات مربوط به انرژی و رشد اقتصادی در داخل کشور، تاکنون مقوله شکستهای ساختاری ملحوظ نشده، خلاصه اهمّ مطالعات مربوط، در جدول (۲) آورده شده است.

1. Dolado – Lutkepohl

جدول ۱. مطالعات انجام شده در خارج از کشور

ردیف	محقق	دوره	کشور	تکنیک و روش	نتیجه	ملاحظات و متغیرهای- اضافی
۱	آسافو و آجای (۲۰۰۱)	—	۴ کشور	هم‌انباشتگی و VEC	از انرژی به درآمد دوطرفه	درآمد، کشورهای هند، اندونزی، تایلند و فیلیپین
۲	یانگ (۲۰۰۰)	۱۹۹۷-۱۹۵۴	تایوان	علیت گرنجر	دوطرفه	مصرف انواع مختلف انرژی
۳	سویتاس و همکاران (۲۰۰۱)	۱۹۹۵-۱۹۶۰	ترکیه	تحلیل هم‌انباشتگی	از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی	—
۴	عقیل و بوت (۲۰۰۱)	۱۹۹۶-۱۹۵۵	پاکستان	آزمون علی هشیانوو اجزای مختلف انرژی	از رشد به مصرف انرژی	—
۵	هندرویانیس و همکاران (۲۰۰۲)	۱۹۹۶-۱۹۶۰	یونان	الگوی تصحیح خطای برداری	دوطرفه	شاخص قیمت مصرف کننده و مصرف انواع مختلف انرژی
۶	آه و لی (۲۰۰۴)	۱۹۹۹-۱۹۷۰	کره جنوبی	الگوی تصحیح خطای برداری	از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی	نیروی کار و سرمایه
۷	فاتای و همکاران (۲۰۰۴)	۱۹۹۹-۱۹۶۰	استرالیا و نیوزلند	آزمون علی تودا و یاماموتو انواع مختلف مصرف انرژی	انواع مختلف رابطه علی	مصرف انرژی در بخش صنعت
۸	ساری و سویتاس (۲۰۰۴)	۱۹۹۹-۱۹۶۹	ترکیه	با استفاده از تجزیه واریانس	ثابت نشد	اشتغال و منابع مختلف انرژی
۹	اه و لی (۲۰۰۴)	۲۰۰۴-۱۹۸۱	کره جنوبی	علیت گرنجر	از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی	داده‌های فصلی نیروی کار و سرمایه
۱۰	پل و باتاچاریا (۲۰۰۴)	۱۹۹۶-۱۹۵۰	هند	آزمون هم‌انباشتگی انگل گرنجر در ترکیب با آزمون گرنجر استاندارد	دوطرفه	—
۱۱	غالی و السکا (۲۰۰۴)	۱۹۹۷-۱۹۶۱	کانادا	الگوی تصحیح خطای برداری	دوطرفه	—
۱۲	لی (۲۰۰۵)	۲۰۰۱-۱۹۷۵	۱۸ کشور در حال-توسعه	آزمون ریشه واحد پانل و همجمعی پانل و VEC بر اساس پانل	از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی	—
۱۳	رافائل (۲۰۰۵)	۲۰۰۱-۱۹۷۱	۱۹ کشور افریقایی	روش آزمون کرانه‌ای	رابطه علی تنها در ۱۰ کشور وجود داشت	—
۱۴	پاردو و کلیمنت (۲۰۰۶)	۲۰۰۳-۱۹۸۴	اسپانیا	تحلیل هم‌انباشتگی چند متغیره	از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی	تغییرات تکنولوژیکی (با فرض جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها)

جدول ۲. مطالعات انجام شده در داخل کشور

ردیف	محقق	دوره	تکنیک و روش	نتیجه	ملاحظات و متغیرهای اضافی
۱	رحیمی (۱۳۷۲)	۱۹۹۰-۱۹۷۰	تخمین لگاریتمی OLS	کاهش تولید ناخالص داخلی نسبت به انرژی برابر ۲۲ درصد در ایران	استفاده از متغیرها به صورت لگاریتمی برای ۲۱ کشور
۲	طاهری فرد و رحمانی (۱۳۷۶)	۱۳۷۳-۱۳۴۶	آزمون همجمعی و علیت گرنجر	وجود رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی	—
۳	قبادی (۱۳۷۶)	۱۳۷۳-۱۳۴۶	علیت گرنجر	عدم وجود علی	—
۴	ملکی (۱۳۷۸)	۱۳۷۶-۱۳۶۰	الگوی تصحیح خطا	وجود رابطه علی یک طرفه در کوتاه مدت و بلندمدت از مصرف انرژی به تولید داخلی	با استفاده از داده های فصلی
۵	شرره ای و وحیدی (۱۳۷۹)	۱۹۹۵-۱۹۶۵	پانل دیتا	اثر مثبت تولید ناخالص داخلی بر مصرف انرژی و بر عکس	شامل کشورهای عضو اوپک
۶	ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰)	۱۳۷۸-۱۳۳۸	الگوی تصحیح خطای برداری	- عدم وجود رابطه علی از مصرف فرآورده های نفتی به تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت - وجود رابطه علی دوطرفه بین مصرف فرآورده های نفتی و تولید ناخالص داخلی	—
۷	ملکی (۱۳۸۳)	۱۳۸۰-۱۳۶۰	الگوی تصحیح خطا	وجود رابطه علی یک طرفه در کوتاه مدت و بلندمدت از مصرف انرژی به تولید داخلی	با استفاده از داده های فصلی
۸	آرمن و زارع (۱۳۸۳)	۱۳۸۱-۱۳۴۶	الگوی تصحیح خطای برداری و روش تودا و یاماموتو	وجود روابط علی در جهت های مختلف بین مصرف فرآورده های نفتی، گاز، برق و ... با تولید ناخالص داخلی	—
۹	نجار زاده و عباس محسن (۱۳۸۳)	۱۳۸۱-۱۳۵۰	آزمون علی هیسانو	وجود رابطه علی دوطرفه بین مصرف حامل های انرژی و رشد بخش های اقتصادی	—
۱۰	وافی نجار (۱۳۸۳)	۱۳۸۲-۱۳۴۶	تحلیل های آماری	- افزایشی بودن شدت مصرف انرژی طی دوره مورد مطالعه - نزولی بودن ضریب انرژی طی دوره فوق - رابطه علی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی	بررسی روند مصرف انرژی طی مقاطع برنامه های اول، دوم و سوم توسعه
۱۱	خلیل پور (۱۳۸۵)	۱۳۸۳-۱۳۴۶	الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)	- رابطه مثبت بین مصرف انرژی کل و تقاضای واسطه های انرژی با رشد اقتصادی - رابطه منفی بین تقاضای نهایی انرژی و رشد اقتصادی	-----
۱۲	بهبودی، متفکر آزاد و خلیل پور (۱۳۸۵)	۱۳۸۳-۱۳۴۶	علیت گرنجر و الگوی تصحیح خطا	- رابطه علی یک طرفه از تقاضای نهایی انرژی به رشد اقتصادی - رابطه علی دو طرفه بین تقاضای واسطه های انرژی و رشد اقتصادی	-----

۳- روش شناسی تحقیق

در این قسمت، روش شناسی اقتصاد سنجی آزمونهای ریشه واحد و نیز همجمعی با تأکید بر شکست ساختاری مورد بحث قرار می‌گیرد. در اغلب مطالعات سری‌های زمانی، وجود ریشه واحد در متغیرهای سری‌های زمانی ممکن است منجر به نتایج رگرسیون‌های جعلی شود و از این‌رو نتایج به دست آمده قابل اتکا نباشد. به همین دلیل در مطالعات تجربی سری‌های زمانی، قبل از هرگونه تخمین و تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد سنجی، ریشه واحد متغیرهای الگو مورد آزمون قرار می‌گیرند تا در صورت وجود ریشه واحد از آزمونهای همجمعی استفاده کرده و جعلی‌بودن رگرسیون را مورد بررسی قرار دهند. اما نکته قابل توجه در این بررسی‌ها این است که عدم توجه به شکست ساختاری در متغیرهای سری‌های زمانی از یکسو و وجود تغییرات ساختاری در رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی از سوی دیگر، منجر به نتایج گمراه کننده می‌شود. ادبیات نوین اقتصاد سنجی، دلالت بر این دارد که با مد نظر قراردادن شکست ساختاری در آزمونهای ریشه واحد و روابط اقتصادی، نتایج به دست آمده واقعی‌تر و متفاوت از حالتی است که شکست ساختاری لحاظ نمی‌شود.

پرون معتقد است که اغلب سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارای مشخصه ریشه واحد نیستند. وی می‌گوید که وجود ریشه واحد که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان به تأیید می‌رسد، ممکن است به دلیل عدم توجه به شکستهای عمده ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد. برای این منظور از آزمونهای دیکی-فولر (DF) و دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) به عنوان متداول‌ترین روشهای آزمون پایایی^۱ سری‌های زمانی استفاده می‌شود. پرون با کار پیشرو خود تأثیر تغییر جهت‌های ساختاری بر آزمونهای ریشه واحد را مطرح کرده و به صورت تحلیلی و تجربی نشان داد که وجود تغییر جهت ساختاری در سری‌های زمانی پایا، می‌تواند منجر به ریشه‌های واحد صوری گردد (Perron, 1989).

در مطالعاتی که توسط پرون (Perron, 1980) و راپاپورت و ریچلین^۲ (۱۹۹۸)، برای شکست ساختاری انجام داده شده، تغییر جهت‌های ساختاری، به صورت برونزا تعیین شده است. اما پژوهشگرانی همچون کریستانو (Christano, 1992)، بئرجی، لامسداین و استوک (۱۹۹۲)، لامسداین و پاپل^۳ (۱۹۹۷)، زیوت و اندریوز (Zivot & Andrews, 1992) روشهایی برای تعیین درونزای تاریخ تغییر جهت‌های ساختاری پیشنهاد کردند. فیلتر کالمن، آزمون زیوت و اندریوز، برآوردگر شبه حداکثر راستنمایی^۴ نیونس و همکاران (۱۹۹۵)، پیش آزمون گری-گوری -

1. Stationary
2. Rappoport & Reichilin
3. Lumsdaine & Papell
4. Quasi-Maximum Likelihood Estimator

هانسن (Gregory & Hansen, 1996) روشهایی هستند که بر اساس آنها می‌توان تنها یک تاریخ تغییر جهت را تعیین کرد.

بر اساس آزمونهای یاد شده، چنانچه بر اساس آزمونهای ریشه واحد، وجود تغییر جهت‌های ساختاری تأیید شود، در این صورت استفاده از آزمونهای همجمعی با وجود تغییر جهت ساختاری ضرورت می‌یابد. روشهای پرون، سیلواپالی (۱۹۹۶)، لی و همکاران (۱۹۹۷)، آمسلر و لی (۱۹۹۵)، آزمون نقطه بهینه^۱ دافور و کینگ (۱۹۹۱) و وانگ و اشمیت (۱۹۹۶) برخی از آزمونهایی هستند که با استفاده از آنها می‌توان آزمون ریشه‌های واحد با وجود تغییر جهت ساختاری را انجام داد. از جمله آزمونهای همجمعی معتبر با وجود تغییر جهت ساختاری می‌توان به آزمونهای کامپوس، اریکسون و هندری (۱۹۹۶)، گریگوری، نیسون و وات (۱۹۹۶) و آزمون گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) نیز اشاره کرد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۴، ص ۷۲).

در این مقاله برای آزمون پایایی متغیرها از آزمون ریشه واحد پرون و آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز و برای آزمون همجمعی از آزمون همجمعی گریگوری - هانسن استفاده می‌شود. این آزمونها از متداول‌ترین آزمونهای ریشه واحد و همجمعی با وجود شکست ساختاری است که در ادامه به اجمال معرفی می‌شوند.

۱-۳- آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز

آزمون زیوت - اندریوز (Zivot & Andrews) در واقع تعمیم یافته آزمون پرون (Perron, 1989) است که برای پیدا کردن درونزای تاریخ تغییر جهت ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد عبارت است از:

$$H_0 : y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

و فرضیه مقابل آن از سه الگو (A)، (B) و (C) - بسته به فرضیه رقیب- تبعیت می‌کند:

$$H_1 :$$

$$\text{Model (A): } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1)$$

$$\text{Model (B): } y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2)$$

1. Point Optimal Test

$$\text{Model(C): } y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (3)$$

همانطور که مشاهده می‌شود، الگوی A بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، الگوی B بیانگر تغییر در شیب و الگوی C بیانگر تغییر در عرض از مبدأ و تغییر در شیب تابع روند است.

DU یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سالهای $t > T_b$ برابر یک و برای بقیه سالها صفر است و DT_t یک متغیر مجازی روند است که کمیت آن برای سالهای $t > T_b$ برابر $t - T_b$ و برای بقیه سالها صفر است که در آن T_b زمان شکست ساختاری است. زیوت و اندریوز پیشنهاد می‌کنند که نقاط شکستگی (تاریخ تغییر جهت ساختاری) مابین ۷۰ درصد حجم نمونه قرار دارد؛ یعنی: $0.15T \leq T_b \leq 0.85T$.

برای هر یک از سالها، الگوهای A، B و C بسته به فرضیه رقیب به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود و پایین‌ترین آماره t مربوط به ضریب y_{t-1} هر یک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار وقفه بهینه^۱، به عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود.

تحت صحت فرضیه صفر، آماره t مربوط به ضریب y_{t-1} (یعنی t_{α}) دارای توزیع حدی است. کمیت‌های بحرانی مورد نیاز برای انجام آزمون - با توجه به کمیت λ که نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه ($\lambda = TB/n$) را نشان می‌دهد - توسط پرون استخراج و جدول‌بندی شده‌است. آماره آزمون مربوط به سایر ضرایب برآورد شده، وقتی H_0 رد می‌شود، دارای توزیع حدی استاندارد نرمال است. بنابراین می‌توان از مقادیر بحرانی توزیع استاندارد نرمال برای آزمون معنی‌دار بودن ضرایب استفاده کرد.

آنچه که در برآورد رگرسیون الگوهای A، B و C برای ما مهم است، کمیت ضریب مربوط به y_{t-1} ، یعنی $\hat{\alpha}$ و کمیت آماره t آن است. به منظور انجام آزمون ریشه واحد (ناپایایی)، فرضیه صفر و مقابل زیر مورد توجه قرار می‌گیرد:

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

کمیت آماره آزمون بر اساس صحت فرضیه H_0 با استفاده از رابطه

۱. برای تعیین وقفه بهینه متغیر وابسته تفاضلی (dy_{t-j}) از معیارهای تعیین طول وقفه بهینه از جمله شوارتز، آکائیک و هنان کوئین استفاده می‌شود.

$$\tau = \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{S_{\hat{\alpha}}}$$

محاسبه می شود و این آماره با مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون t_{α} که تغییر ساختاری را نشان می دهد مقایسه می شود، در صورتی که مقدار این آماره (از لحاظ جبری) از مقادیر تمامی کمیت های بحرانی ارائه شده در سطوح مختلف معنی داری کوچکتر باشد، فرضیه H_0 رد می شود.

۲-۳- آزمون همجمعی گریگوری - هانسن^۱

در این آزمون فرض بر این است که یک تاریخ تغییر جهت ساختاری در بردار همجمعی بین متغیرهای سری زمانی وجود دارد. فرضیه صفر این آزمون، دلالت بر عدم وجود رابطه همجمعی داشته و از این رو با سایر آزمونها متفاوت است. مهمترین مزیت این آزمون، تعیین نقطه تغییر جهت در رابطه بین دو متغیر به صورت درونزا است. گری گوری - هانسن به منظور استخراج آماره آزمون خود، از رگرسیون همجمعی متعارف زیر استفاده کرده اند:

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (4)$$

که در آن، y_{2t} یک بردار m متغیره و e_t یک متغیر $I(0)$ فرض می شود. در الگوهای تغییر جهت ساختاری برای این آزمون حالت های متفاوتی به شرح روابط ۵، ۶ و ۷ وجود دارد:

$$(C): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (5)$$

$$(C/T): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (6)$$

$$(C/S): y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \phi_{t\tau} + e_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (7)$$

رابطه (۵) به الگوی تغییر در سطح^۲، رابطه (۶) به الگوی تغییر در سطح به همراه روند^۳ و رابطه (۷) به الگوی تغییر رژیم (تغییر جهت ساختاری)^۴ نامگذاری شده است. $\phi_{t\tau}$ نشانگر متغیر مجازی بوده و مقدار آن برای $t \in [\lambda T]$ برابر صفر بوده و برای سایر موارد، مقدار یک به خود می گیرد (T حجم نمونه).

۱. مطالب این قسمت از مقاله گریگوری - هانسن اخذ شده است. همچنین برای توضیحات بیشتر رجوع کنید به: صمدی و همکاران (۱۳۸۴: صص ۷۷-۷۲)

2. Level Shift Model

1. Level Shift with Trend
2. Regime Shift

گری گوری - هانسن برای ردیابی روابط همجمعی با وجود احتمالی تغییر جهت ساختاری و همچنین، تخمین نقطه شکستگی از جملات پسماند هر کدام از معادلات ۲ تا ۴ (بسته به فرضیه رقیب) استفاده کرده و آماره‌های آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) و دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) را تغییر داده و آماره جدیدی را به شرح زیر پیشنهاد کرده‌اند.

برای هر نقطه شکستگی (τ)، یکی از الگوهای مورد اشاره در روابط (۵) تا (۷) را با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده و جملات پسماند آن $\left(\hat{e}_{t\tau}\right)$ محاسبه و بر اساس آن، ضریب همبستگی پیایی مرتبه اول^۱ به صورت رابطه (۸) محاسبه می‌شود:

$$\rho_{\tau} = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} e_{t\tau} e_{(t+1)\tau}}{\sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{t\tau}^2} \quad (8)$$

با اصلاح اریب این ضریب، آماره آزمون فیلیپس و همکار (Philips & Perron, 1988) را تغییر داده و جملات پسماند مرحله دوم بر اساس رابطه (۹) محاسبه می‌شود:

$$v_{t\tau} = e_{t\tau} - \rho_{\tau} e_{(t-1)\tau} \quad (9)$$

این اصلاح همچنین شامل تخمین زیر از میانگین وزنی اتوکواریانس‌ها است:

$$\lambda_{\tau} = \sum_{j=1}^M w\left(\frac{j}{M}\right) \gamma_{\tau}(j) \quad (10)$$

که در آن $M=M(T)$ مقدار بهینه و پارامتر وقفه برشی (Bandwidth)^۲ و $w(0)$ تابع وزن کرنل^۳ بوده و هر کدام به شیوه خاصی تعیین می‌گردند. برای تعیین طول بهینه پارامتر وقفه برشی، اندریوز (۱۹۹۱) و اندریوز و موناها (۱۹۹۲) تخمین زننده خودکار وقفه برشی^۴ را به صورت رابطه (۱۱) ارائه کرده‌اند^۵:

$$M_{\tau} = 1.3221 \left[\alpha(1)T \right]^{\frac{1}{5}} \quad (11)$$

۳. اصطلاح Bandwidth در متون مربوط به تحلیل طیفی (spectral analysis) معادل با وقفه برشی (truncation) است (Lee and Mossi, 1996).

4. Kernel Weight Function

1. Automatic Bandwidth Estimator

۲. برای هر کرنل از فرم خاصی استفاده می‌شود که در اینجا از کرنل طیف درجه اول استفاده شده است.

در این رابطه $\alpha(1)$ تابعی از تابع چگالی طیف نامعلوم از e_t بوده و به صورت رابطه (۱۲) قابل محاسبه است که در آن ρ_a و σ_a^2 به ترتیب پارامترهای اتورگرسیون و واریانس جملات اختلال^۱ و w_a وزن است. به طور متعارف در این معادلات، رگرسیون برای پارامتر ثابت وزن صفر و برای بقیه متغیرها وزن یک انتخاب می‌شود.

$$\alpha(1) = \frac{\sum_{a=1}^p w_a \left(\frac{4\rho_a^2 \sigma_a^4}{(1-\rho_a)^8} \right)}{\sum_{a=1}^p w_a \left(\frac{\sigma_a^4}{(1-\rho_a)^4} \right)} \quad (12)$$

پارامتر واریانس جملات اختلال σ_ξ^2 مجموع مربعات جملات خطای ناشی از رگرسیون زیر است^۲:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \beta y_{t-1} + \xi_t \quad (13)$$

در محاسبه تابع وزن کرنل نیز از کرنل‌های نرمال به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$w\left(\frac{j}{M}\right) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{j}{M}\right)^2\right], \quad j=1, 2, \dots, M \quad (14)$$

در معادله (۱۰) میزان $\gamma_\tau(j)$ به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\gamma_\tau(j) = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T v_{(t-j)\tau} v_{t\tau} \quad (15)$$

بر این اساس، تخمین ضریب همبستگی پیاپی مرتبه اول با ارباب اصلاح شده به صورت زیر خواهد شد:

$$\rho_\tau = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} (e_{t\tau} e_{(t+1)\tau} - \lambda_\tau)}{\sum_{t=1}^{T-1} e_{t\tau}^2} \quad (16)$$

آماره آزمون فیلپس را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

$$Z_\alpha(\tau) = T(\rho_\tau - 1) \quad (17)$$

3. innovation variance

۲. هنگامی که جملات خطا خود همبسته باشند، توزیع‌های آماره دیکی - فولر به طور مجانبی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و این وابسته به دو پارامتر مزاحم (nuisance parameter)، واریانس جملات اختلال ($\sigma_\xi^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum \xi_t^2$) و واریانس بلند مدت ($\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} (\sum \xi_t)^2$) پارامتر واریانس بلند مدت (Long-run Variance) نیز مطابق معادله (۱۶) قابل محاسبه است.

$$Z_t(\tau) = \frac{(\rho_\tau - 1)}{\hat{S}_\tau} \quad (۱۸)$$

که در آن $\hat{S}_\tau^2 = \sigma_\tau^2$ بوده و $\hat{\sigma}_\tau^2$ واریانس بلند مدت $\hat{v}_\tau$ و به صورت رابطه (۱۹) قابل محاسبه است:

$$\hat{\sigma}_\tau^2 = \hat{\gamma}_\tau(0) + 2\hat{\lambda}_\tau \quad (۱۹)$$

آماره دیگر، آماره t ضریب $e_{(t-1)\tau}$ در معادله رگرسیون زیر است که با $ADF(\tau)$ نشان داده می‌شود:

$$\Delta e_{t\tau} = \alpha + \beta e_{(t-1)\tau} + \gamma_1 \Delta e_{(t-1)\tau} + \dots + \gamma_M \Delta e_{(t-M)\tau} + \xi_t$$

و بنابراین:

$$ADF(\tau) = \text{آماره } t(e_{(t-1)\tau}) \quad (۲۰)$$

گریگوری - هانسن اشاره می‌کنند که آماره‌های آزمون (۱۷)، (۱۸) و (۲۰) ابزارهای متعارف برای تحلیل روابط همجمعی بدون وجود تغییر جهت ساختاری (تغییرات رژیم) بوده و آماره پیشنهادی آنها با وجود احتمالی این تغییر جهت‌ها، کوچکترین مقادیر آماره‌های (۱۷)، (۱۸) و (۲۰) در کلیه نقاط ممکن شکستگی است. بنابراین آماره پیشنهادی گریگوری - هانسن به صورت روابط (۲۱) بیان شده^۱ که نقطه شکستگی (تاریخ تغییر جهت) را نیز سال مربوط به این آماره‌ها مشخص می‌کند:

۱. مقادیر بحرانی مجانبی این آماره‌ها در سطوح ۱٪، ۵٪، ۱۰٪ و ۱ تا ۴ رگرسور در مقاله گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) ص ۱۰۹ آورده شده است.

$$\left\{ \begin{array}{l} z_a^* = \inf Z_a(\tau) \\ \tau \in t \\ z_t^* = \inf Z_t(\tau) \\ \tau \in t \\ ADF^*(\tau) = \inf ADF(\tau) \\ \tau \in t \end{array} \right. \quad (21)$$

۴- یافته‌های تجربی

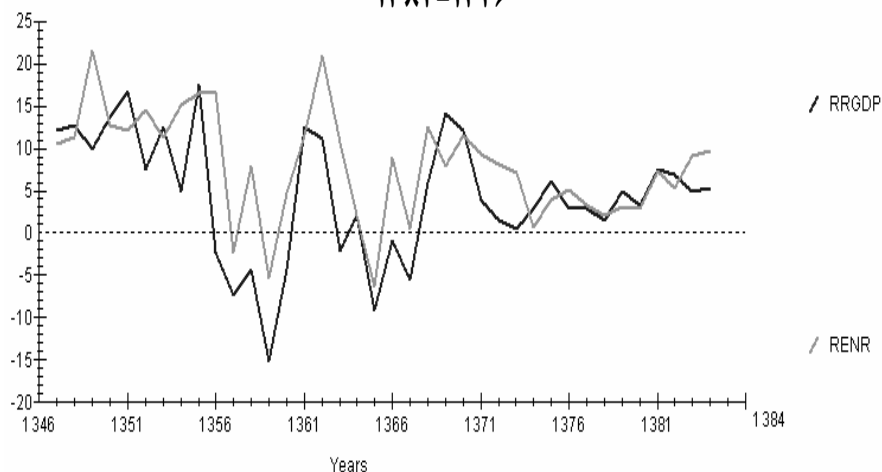
۴-۱- مروری بر داده‌های آماری

با نگاهی بر نوسانات رشد اقتصادی در ایران و رشد مصرف کل انرژی ملاحظه می‌شود که نوسانات آنها با یکدیگر هم‌جهت بوده‌اند. این نشان‌دهنده این است که با بهبود شرایط اقتصادی در ایران، مصرف کل انرژی نیز افزایش یافته و برعکس در دوران رکود، نرخ رشد مصرف نهایی انرژی کاهش یافته است. در نمودار (۱) نوسانات نرخ رشد مصرف نهایی انرژی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی طی سالهای ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۴ نشان داده شده است.

رشد مصرف انرژی طی سالهای قبل از انقلاب (۱۳۴۶-۱۳۵۶) معادل ۱۴/۶ درصد بوده که ناشی از تحولات اقتصادی دهه ۱۳۴۰، راه‌اندازی و توسعه صنایع، به‌کارگیری تجهیزات نو و توسعه شهرنشینی بوده است. اما در دوره پس از انقلاب (۱۳۵۷-۱۳۶۸) هرچند به‌دلایلی از قبیل جنگ، تحریم اقتصادی، عدم تحقق درآمدهای نفتی و در نتیجه عدم واردات کالاهای اولیه و واسطه‌ای و صدمات وارده به بخش عرضه، رشد تولید ناخالص داخلی عملاً منفی بوده، با این حال مصرف انرژی از رشد ۵/۳ درصد برخوردار است. لذا این پدیده نتیجه رشد اقتصادی نبوده بلکه بیشتر به دلیل سیاست‌های اجتماعی دولت مبنی بر گسترش شبکه انتقال و توزیع حاملهای انرژی به اقصی نقاط کشور و تغییر سوخت‌های سنتی به فسیلی بوده‌است که رشد مصرف و افزایش شدت انرژی در بخش خانگی و تجاری گویای این واقعیت است. پس از اتمام جنگ و به‌دنبال آن شروع برنامه‌های اقتصادی دولت، مجدداً رشد مصرف انرژی شکل منطقی‌تری به‌خود گرفته‌است.

نمودار ۱. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و رشد مصرف نهایی انرژی طی دوره زمانی

۱۳۸۴-۱۳۴۶



۲-۴- الگوی اقتصاد سنجی

برای بررسی رابطه همجمعی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از الگوهای پیشنهادی گریگوری-هانسن به شرح زیر استفاده شده است:

$$LRGDP = \alpha + \beta LENR + \delta Dummy + u \quad (C);$$

$$LRGDP = \alpha + \beta LENR + \gamma t + \delta Dummy + u \quad (C/T);$$

$$LRGDP = \alpha + \beta LENR + \delta Dummy + \lambda LENR * Dummy + u \quad (C/S);$$

که در آن $LRGDP$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ بوده و آمار و اطلاعات آن، از گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی در سالهای مختلف اخذ گردیده، $LENR$ لگاریتم مصرف انرژی نیز بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام بوده و آمار و اطلاعات آن از ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۴ نقل شده و $Dummy$ نیز نشان دهنده بردار متغیرهای مجازی بوده و برحسب فرضیه رقیب برای منظور نمودن شکستهای ساختاری وارد الگو شده است. در واقع با تخمین ضریب β در الگوی معرفی شده، کشش تولید نسبت به مصرف انرژی به دست می آید.

۳-۴- نتایج آزمونهای ریشه واحد

در این قسمت، آزمون های ریشه واحد متغیرهای سری زمانی لگاریتم مصرف انرژی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی دیکی- فولر^۱ و زیوت - اندریوز بر اساس توضیحات بخش روش شناسی مقاله صورت گرفته و نتایج آنها شامل نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای متغیرهای الگو

متغیرها	سطح متغیرها	تفاضل مرتبه اول	مرتبه انباشتگی
LRGDP	-۲/۲۴۲	-۳/۶۴۶	I(1)
LENERGY	-۵/۹۱۸	-۵/۱۱۷	I(0)
مقادیر بحرانی مک کینون، ۵٪	-۳/۶۲۲	-۳/۶۴۴	-----

نتایج به دست آمده نشان می دهد که هر دو متغیر یاد شده با عرض از مبدأ، انباشته^۲ از مرتبه اول هستند و با عرض از مبدأ و روند متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی، انباشته از مرتبه اول و متغیر لگاریتم مصرف کل انرژی، انباشته از مرتبه صفر است لذا در آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز و پرون تعمیم یافته برای متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی، هر سه الگوی A ، B و C و برای متغیر لگاریتم مصرف کل انرژی، فقط الگوی A تخمین زده می شود.

۱. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر به روش پیشنهادی اندرز (۲۰۰۴) از بالا به پایین (Top to Bottom) انجام شده است (Enders, 2004: 257). نتایج این آزمون دلالت بر تایید وجود عرض از مبدأ و روند برای هر دو متغیر مورد استفاده در مدل داشته و از این رو نتایج آزمونهای ریشه واحد با وجود روند و عرض از مبدأ گزارش شده است.

2. Integrated

جدول ۴. آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز

	Series	T	T_b	Lag	$\hat{\mu}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$
MODEL(A)	LRGDP	۳۹	۱۳۶۴	۵	۱۱/۴۷	۰/۰۳	-۰/۲۱	-	۰/۰۳
	LENERGY	۳۹	۱۳۵۶	۲	۵/۶۴	۰/۰۷	۰/۰۳	-	-۰/۱۴
MODEL(B)	LRGDP	۳۹	۱۳۶۶	۷	۱۴/۵۳	-۰/۰۲	-	۰/۰۷	-۰/۱۷
	LENERGY	۳۹	-	-	-	-	-	-	-
MODEL(C)	LRGDP	۳۹	۱۳۷۰	۵	۱۰/۶۲	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۰۲	۰/۱۱
	LENERGY	۳۹	-	-	-	-	-	-	-

(توضیح: T حجم نمونه، T_b سال شکست ساختاری، Lag مقدار وقفه بهینه که بر اساس معیار SBC انتخاب شده است).

نتایج جدول نشان می‌دهد که بر اساس الگوی C، متغیر لگاریتم مصرف کل انرژی شکست ساختاری نداشته و لگاریتم تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۷۰ دچار شکست ساختاری شده است.^۱ این امر می‌تواند به دلیل رشد اقتصادی بالا در سالهای پس از خاتمه جنگ و شروع برنامه های توسعه اقتصادی-اجتماعی کشور باشد. نمودار (۱) گویای این مطلب نیز می‌باشد. با توجه به تعیین سال شکست در الگوهای سه گانه، می‌توان از آزمون ریشه واحد پرون به شکل تعمیم یافته برای بررسی پایایی متغیرهای سری زمانی استفاده کرد. نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد پرون تعمیم یافته

متغیر	آماره t الگوی A	آماره t الگوی B	آماره t الگوی C	مرتبه انباشتگی الگوی A	مرتبه انباشتگی الگوی B	مرتبه انباشتگی الگوی C
LRGDP	-۳/۷۳	-۳/۴۴	-۱/۱۸	I(0)	I(1)	I(1)
مقادیر بحرانی پرون (۵/)	-۳/۷۲	-۳/۹۵	-۴/۱۸	-	-	-
LENERGY	-۲۵/۷۵	-	-	I(0)	-	-
مقادیر بحرانی پرون (۵/)	-۳/۶۸	-	-	-	-	-

۱. از آنجا که سالهای شکست ساختاری به صورت دینامیکی استخراج می‌شود و تحلیل دقیق این شکستهای ساختاری مشکل است، با این وجود می‌توان سالهای شکست متغیر سری زمانی را بر اساس الگوی C به دلیل کامل بودن و در بر گرفتن مدلهای A و B تحلیل کرد.

نتایج به دست آمده از جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر اساس الگوی A انباشته از مرتبه صفر بوده و پایا محسوب می‌شود. لیکن این متغیر بر اساس الگوهای B و C دارای ریشه واحد بوده و انباشته از مرتبه اول است. از آنجا که الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کاملتر است، لیکن بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که مرتبه انباشتگی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، یک است.

۴-۴- نتایج آزمون همجمعی

با توجه به اینکه لگاریتم متغیر تولید ناخالص داخلی انباشته از مرتبه اول و لگاریتم مصرف کل انرژی انباشته از مرتبه صفر است، لذا بر اساس ادبیات اقتصادسنجی، ممکن است نتایج حاصل از تخمین روابط بین این دو متغیر جعلی تلقی شود. از این رو بررسی همجمعی بین این دو متغیر ضروری است. برای این منظور در این بخش ابتدا آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس و انگل - گرنجر بدون وجود شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفته و سپس آزمون همجمعی گریگوری - هانسن و انگل - گرنجر با وجود شکست ساختاری ارائه شده است.^۱

۴-۴-۱- نتایج آزمون های همجمعی بدون شکست ساختاری

الف- نتایج آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس

در رابطه با این آزمونها، وقتی فرضیه صفر وجود I بردار همجمعی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون مربوطه، از مقدار بحرانی ارائه شده توسط جوهانسن و جوسیلیوس کمتر باشد. بنابراین با توجه به جدول (۶) و بر اساس هر دو آماره اثر و حداکثر مقادیر ویژه مشاهده می‌شود که بردار همجمعی بلندمدت برای متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم مصرف نهایی انرژی، وجود ندارد.

۱. هر چند در این مقاله نیازی به بررسی آزمونهای همجمعی جوهانسن-جوسیلیوس و انگل-گرنجر بدون وجود شکست ساختاری نیست، لیکن برای نشان دادن تفاوت نتایج حاصل از آزمونهای همجمعی با وجود شکست ساختاری گریگوری-هانسن و انگل -گرنجر آورده شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس

Model	$\lambda_{\max}$		Trace	
	$r=0$	$r=1$	$r=0$	$r=1$
(LRGDP, LENERGY)	۶,۱۸	۱,۲۱	۷,۴۰	۱,۲۱
مقادیر بحرانی ۵٪	۱۴,۸۸	۸,۰۷	۱۷,۸۶	۸,۰۷
مقادیر بحرانی ۱۰٪	۱۲,۹۸	۶,۵۰	۱۵,۷۵	۶,۵

ب - نتایج آزمون همجمعی انگل-گرنجر

نتایج آزمون همجمعی انگل - گرنجر در جدول (۷) نشان می‌دهد که بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود داشته ولی رابطه بلند مدت بین آنها وجود ندارد.

جدول ۷. نتایج آزمون همجمعی انگل - گرنجر

متغیرها	ضرایب (کششها)	نتایج آزمون ریشه واحد پسماندهای الگوها
(LRGDP, LENERGY)	۰,۲۲ pv (۰,۰۰۰۲)	ADF=-۲,۱۰ و I(۱)

۲-۴-۴- نتایج آزمون های همجمعی با وجود شکست ساختاری

الف - نتایج آزمون هم جمعی گریگوری - هانسن

- تخمین نقطه شکستگی: پیش آزمون گریگوری - هانسن

برای تعیین نقطه شکستگی، همچون آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز، ۷۰ درصد مشاهدات میانی سری زمانی را انتخاب و برای آن سالها متغیر مجازی تعریف کرده و جملات پسماند آنها را حساب کرده و سپس از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده کرده و سالی که دارای کمترین آماره ADF باشد، به عنوان سال شکست ساختاری انتخاب می‌شود. این امر برای هر سه الگوی (C)، (C/T) و (C/S) انجام شده و نتایج آن در جدول (۸) ارائه شده است. از نتایج مندرج در جدول ملاحظه می‌شود که بر اساس الگوی (C) (الگوی تغییر در سطح) سال ۱۳۷۱، بر اساس الگوی (C/T) (الگوی تغییر در سطح به همراه روند)، سال ۱۳۷۲ و بر اساس الگوی (C/S) (الگوی تغییر رژیم یا تغییر جهت ساختاری)، سال ۱۳۶۳ سال شکست ساختاری در این الگوهاست.

– نتایج آزمون گریگوری – هانسن

در جدول (۹) آماره‌های آزمون تغییر یافته Z_t و Z_α پیشنهادی فیلیپس ارائه شده است. در الگوهای رگرسیونی فرض بر این است که مقدار ثابت و ضریب شیب ثابت زمانی دارند. گریگوری – هانسن بحث می‌کنند که رابطه همجمعی خطی ممکن است به موجب تغییر در بردار همجمعی در طول دوره مورد نظر باشد و بنابراین امکان دارد که بردار همجمعی ثابت زمانی نداشته باشد.

جدول ۸. نتایج پیش‌آزمون گری گوری – هانسن برای متغیرهای LRGDP و

LENERGY

سال	ADF(C)	ADF(C/T)	ADF(C/S)
۱۳۵۴	-۲/۳۸۲	-۰/۹۶۹	-۱/۹۸۷
۱۳۵۵	-۲/۱۱۱	-۱/۷۰۳	-۲/۰۷۶
۱۳۵۶	-۲/۸۵۸	-۱/۲۵۰	-۲/۵۴۷
۱۳۵۷	-۲/۱۹۱	-۱/۵۸۴	-۲/۰۲۷
۱۳۵۸	-۲/۸۸۷	-۲/۶۸۱	-۲/۸۵۷
۱۳۵۹	-۲/۵۴۸	-۲/۵۷۷	-۲/۷۴۳
۱۳۶۰	-۲/۹۴۸	-۲/۷۲۶	-۲/۶۹۴
۱۳۶۱	-۲/۹۸۹	-۲/۵۲۵	-۴/۲۰۶
۱۳۶۲	-۲/۷۳۹	-۲/۱۳۸	-۴/۱۶۷
۱۳۶۳	-۲/۵۵۲	-۱/۶۹۰	-۵/۸۶۶*
۱۳۶۴	-۱/۶۱۰	-۱/۴۶۰	-۵/۶۸۶
۱۳۶۵	-۰/۳۷۸	-۱/۰۰۷	-۴/۷۸۳
۱۳۶۶	-۱/۸۴۵	-۱/۱۳۳	-۴/۴۲۳
۱۳۶۷	-۲/۱۲۸	-۱/۲۱۷	-۵/۴۴۰
۱۳۶۸	-۲/۳۵۰	-۱/۲۲۱	-۴/۰۱۸
۱۳۶۹	-۱/۸۹۳	-۱/۲۶۲	-۴/۴۱۷
۱۳۷۰	-۳/۶۹۸	-۲/۰۳۹	-۵/۴۹۱
۱۳۷۱	-۳/۷۵۲*	-۲/۶۲۳	-۴/۲۵۵
۱۳۷۲	-۳/۴۹۹	-۲/۷۹۶*	-۴/۰۳۶
۱۳۷۳	-۳/۰۷۵	-۲/۳۰۵	-۳/۹۳۵
۱۳۷۴	-۲/۷۲۰	-۲/۲۷۴	-۲/۷۶۶
۱۳۷۵	-۲/۵۲۱	-۲/۳۲۷	-۲/۵۸۶
۱۳۷۶	-۲/۳۰۴	-۲/۲۱۵	-۲/۳۷۰
۱۳۷۷	-۲/۵۴۱	-۱/۹۴۶	---

جدول ۹. نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن برای متغیرهای LR GDP و

LENERGY

مدل	(C)		(C/T)		(C/S)	
	Z_{α}	Z_t	Z_{α}	Z_t	Z_{α}	Z_t
۱۳۵۴	-۱۳۳۹۸/۶	-۰/۲۷	-۱۳۸۲۵/۷	-۰/۲۳	-۱۰۲۳۳/۲	-۰/۳۱
۱۳۵۵	-۱۷۴۲۵/۶*	-۰/۳۷*	-۲۱۱۴۲/۸*	-۰/۴۲*	-۱۷۳۳۸/۳	-۰/۳۷
۱۳۵۶	-۸۴۹۲/۳	-۰/۱۶	-۱۲۲۶/۵	-۰/۰۱	-۱۸۲۱/۴	-۰/۰۳
۱۳۵۷	-۸۰۴۸/۳	-۰/۱۶	-۵۱۹۴/۷	-۰/۱۰	-۶۲۱۹/۲	-۰/۱۳
۱۳۵۸	۷۹۰۸/۸	-۰/۱۹	-۷۸۹۵/۹	-۰/۱۶	-۸۴۵۱/۳	-۰/۲۰
۱۳۵۹	-۱۳۱۵۵/۴	-۰/۲۴	-۱۲۳۵۸	-۰/۲۳	-۹۶۵۴/۳	-۰/۲۱
۱۳۶۰	-۱۱۳۹۵/۳	-۰/۲۴	-۱۰۲۲۹/۶	-/۲۰	-۱۴۱۶۵/۱	-۰/۳۱
۱۳۶۱	-۹۶۲۱/۳	-۰/۲۳	-۸۰۰۴/۳	-۰/۱۸	-۱۲۶۲۳/۳	-۰/۲۳
۱۳۶۲	-۹۸۲۶	-۰/۳۱	-۷۱۶/۴	-۰/۱۴	-۱۵۱۲۸/۸	-۰/۳۴
۱۳۶۳	-۱۰۱۰۲/۴	-۰/۲۰	-۷۵۸۹/۴	-۰/۱۳	-۱۷۸۴۹/۶	-۰/۳۵
۱۳۶۴	-۱۰۰۱۸/۸	-۰/۲۰	-۸۲۸۵/۴	-۰/۱۵	-۱۷۵۹۳/۷	-۰/۳۵
۱۳۶۵	-۱۰۰۷۷۲	-۰/۱۹	-۸۰۸۳/۴	-۰/۱۴	-۱۸۹۳۱/۴*	-۰/۳۸*
۱۳۶۶	-۱۰۲۱۲/۸	-۰/۲۰	-۷۵۹۷/۰۶	-۰/۱۳	-۱۷۳۶۶/۶	-۰/۳۷
۱۳۶۷	-۱۰۹۷۳	-۰/۲۲	-۸۲۲۳/۹	-۰/۱۴	-۱۸۲۱۱/۷	-۰/۳۷
۱۳۶۸	-۱۳۱۷۵/۷	-۰/۲۶	-۱۱۴۱۶/۳	-۰/۱۹	-۱۷۲۲۲/۷	-۰/۳۶
۱۳۶۹	-۱۶۳۱۱/۸	-۰/۳۲	-۱۸۰۵۱	-۰/۲۵	-۱۷۴۷۴/۴	-۰/۳۷
۱۳۷۰	-۱۵۱۷۳/۲	-۰/۳۴	-۱۷۲۲۵/۲	-۰/۳۰	-۱۵۹۱۴/۲	-۰/۳۶
۱۳۷۱	-۱۳۰۰۸/۵	-۰/۳۲	-۱۳۴۶۳/۵	-۰/۲۷	-۱۴۳۴۳/۱	-۰/۳۲
۱۳۷۲	-۱۲۸۳۰/۸	-۰/۲۹	-۱۱۸۴۶/۳	-۰/۲۳	-۱۳۹۵۶/۵	-۰/۳۲
۱۳۷۳	-۱۲۵۱۵/۷	-۰/۲۸	-۱۰۴۶۰/۶	-۰/۲۱	-۱۲۵۸۸/۸	-۰/۳۰
۱۳۷۴	-۱۲۵۶۰/۸	-۰/۲۷	-۹۸۵۷/۲	-۰/۱۸	-۱۳۰۰۸/۷	-۰/۲۶
۱۳۷۵	-۱۲۲۶۵/۳	-۰/۲۵	-۸۹۴۴/۰۶	-۰/۱۷	-۱۲۳۸۶/۹	-۰/۲۵
۱۳۷۶	-۱۱۵۲۴/۸	-۰/۲۴	-۷۹۷۷/۹	-۰/۱۶	-۱۱۳۰۶/۲	۰/۲۴
۱۳۷۷	-۱۰۵۳۳/۱	-۰/۲۲	-۷۳۵۱/۷	-۰/۱۵	-	-

جدول ۱۰. نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن بین $LRGDP$, $LENERGY$
 طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۴

MODEL	ADF^*	سال شکست	Z_{α}^*	سال شکست	Z_t^*	سال شکست
C	-۳/۵۹۷۲	۱۳۷۱	۱۷۴۲۵/۶	۱۳۵۵	-۰/۳۷	۱۳۵۵
C/T	-۲/۷۹۶	۱۳۷۲	-۲۱۱۴۲/۸	۱۳۵۵	-۰/۴۲	۱۳۵۵
C/S	-۵/۸۶۶	۱۳۶۳	-۱۸۹۳۱/۴	۱۳۶۵	-۰/۳۸	۱۳۶۵

با توجه به نتایج به دست آمده، می‌توان استدلال کرد که در رابطه بین $LRGDP$ و $LENERGY$ در سال ۱۳۵۵ بر طبق الگوهای (C) و (C/T) و در سال ۱۳۶۵ بر طبق الگوی (C/S) تغییر جهت ساختاری رخ داده و لذا بر اساس وجود سالهای شکست ساختاری اشاره شده، نتایج آزمون همجمعی گریگوری- هانسن به شرح جدول (۱۰) است.

فرضیه صفر آزمون همجمعی گریگوری - هانسن دلالت بر عدم وجود همجمعی یا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. مقادیر بحرانی مربوط به آزمون همجمعی گریگوری - هانسن در پیوست انتهای مقاله ارائه شده است.^۱

آماره Z_{α}^* به دلیل رد فرضیه صفر در سطوح اطمینان یک درصد و ۵ درصد بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیم، رابطه تعادلی بلند مدت بین مصرف کل انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد. آماره Z_t^* به دلیل عدم رد فرضیه صفر در سطوح اطمینان یک درصد و ۵ درصد بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیم، رابطه تعادلی بلندمدت بین مصرف کل انرژی و رشد اقتصادی وجود ندارد. آماره ADF^* نیز در الگوی (C) و (C/T) برای مصرف کل انرژی و رشد اقتصادی، نشانگر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیم است ولی در الگوی (C/S) برای هر جفت از متغیرها در سطوح تعادلی ۵ درصد و یک درصد نشانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیم است که با توجه به این الگو، فقط در سطح ۱۰ درصد نشانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت است.

1. Gregory & Hansen, Table 1:109

ب- نتایج آزمون همجمعی انگل - گرنجر

در قسمت قبلی، سالهای مربوط به شکست ساختاری به صورت درونزا محاسبه شدند و بنابراین می توان از همین سالها در آزمون همجمعی انگل - گرنجر نیز استفاده کرد. ضرایب بلند مدت این آزمون در جدول (۱۱) ارائه شده است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون همجمعی انگل - گرنجر

الگوها	متغیرها	ضرایب (کششها)	نتایج آزمون ریشه واحد پسماندهای الگوها
(C)	(LRGDP, LENERGY) سال شکست ساختاری (۱۳۷۱)	۰,۲۳ pv (۰,۰۱۴)	$I(0)$ و $ADF = -۳,۷۲$
(C/T)	(LRGDP, LENERGY) سال شکست ساختاری (۱۳۷۲)	۰,۷۵ pv (۰,۰۱۲۴)	$I(1)$ و $ADF = -۲,۸۶$
(C/S)	(LRGDP, LENERGY) سال شکست ساختاری (۱۳۶۳)	۱,۰۱ pv (۰,۰۰۰۲)	$I(0)$ و $ADF = -۵,۲۸$

نتایج آزمون همجمعی انگل - گرنجر دلالت بر این دارد که با ملحوظ نمودن شکست ساختاری در الگوها، علاوه بر اینکه در هر سه الگو بین این دو متغیر رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد، در الگوهای (C) و (C/S) رابطه بلند مدت نیز وجود دارد و صرفاً در الگوی (C/T) رابطه بلندمدت مشاهده نمی گردد. از نتایج این آزمون مستفاد می شود که کشش انرژی نسبت به رشد اقتصادی بدون شکست ساختاری و باشکست ساختاری در الگوهای مختلف، متفاوت است.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

در اکثر مطالعات انجام یافته در اقتصاد ایران در بررسی روابط بلند مدت بین متغیرها به مسأله شکست ساختاری در داده ها و الگوها توجه نشده است. و در موارد معدود نیز، نقاط شکستگی به صورت برونزا فرض شده است. در این مقاله رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران با در نظر گرفتن تغییر جهت های ساختاری (عوامل برونزای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی و تغییر الگوی مصرف انرژی) مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، رابطه بین این دو، با توجه به روابط اقتصادسنجی مربوط به شکستهای ساختاری که روابط بلندمدت را تحت تأثیر قرار می دهند برآورد

شدند. این مقاله با این ویژگی‌ها، متمایز از سایر مطالعات موجود در اقتصاد ایران در حوزه مطالعه مورد نظر (مصرف انرژی و رشد اقتصادی) می‌باشد.

آزمون ریشه واحد دیکی-فولر در قالب الگوی تغییر در عرض از مبدأ برای متغیر لگاریتم مصرف کل انرژی، نشان داد که این متغیر در همه سطوح معنی‌داری ناپایاست ولی پایایی این متغیر با استفاده از آزمون ریشه واحد پرون برای سال ۱۳۵۶ که سال شکست ساختاری برای این متغیر است (که به کمک آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز به دست آمده بود) بررسی شد و مشاهده گردید که این متغیر در همه سطوح معنی‌داری پایاست.

در ادامه برای اثبات وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون همجمعی گریگوری - هانسن استفاده شد و در نهایت نتایج حاصل از این آزمون، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را با در نظر گرفتن شکست ساختاری تأیید کرد. با استفاده از این آزمون تأیید شد که آماره های Z_{α}^* و ADF^* در الگوی (C/S) نشانگر وجود رابطه بلندمدت بین مصرف کل انرژی و رشد اقتصادی با ملحوظ نمودن شکست ساختاری است، آماره Z_{α}^* برای الگوی (C) و (C/T) نشان داد که سال ۱۳۵۵ سال شکست ساختاری و الگوی (C/S) نیز نشان داد که سال ۱۳۶۵ سال شکست ساختاری است، همچنین آماره ADF^* نیز برای الگوی (C/S) سال ۱۳۶۳ را به عنوان سال شکست ساختاری نشان داد.

این روابط همچنین با استفاده از آزمون همجمعی انگل - گرنجر آزمون شدند و نتایج حاصله نشان می‌دهد که بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری، نتایج برای هر سه الگو یکسان بوده و نشانگر رابطه مثبت، همچنین وجود رابطه بلند مدت بین این دو متغیر است.

با مقایسه آزمونهای همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس، آزمون همجمعی گریگوری - هانسن و آزمون همجمعی انگل - گرنجر به نتایج متفاوتی از وجود رابطه بلند مدت بین هر جفت از متغیرها می‌توان رسید که در جدول (۱۱) به صورت تطبیقی ملاحظه می‌شود.

با ملاحظه نتایج حاصل از این سه آزمون همجمعی، می‌توان اظهار داشت که در حضور شکست ساختاری، آزمون همجمعی گریگوری - هانسن نسبت به دیگر آزمونها ارجحیت داشته و آزمونهای انگل - گرنجر و جوهانسن - جوسیلیوس کارایی ندارد. نتایج به دست آمده دلالت بر این دارد که لحاظ شکست ساختاری، نتایج آزمونهای همجمعی را تحت تأثیر قرار داده است؛ به طوری که در آزمون انگل - گرنجر با شکست ساختاری، رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد ولی بدون در نظر گرفتن آن، رابطه بلند مدت وجود ندارد. همچنین کشش تولید نسبت به انرژی بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری برابر ۰/۲۲ و با در نظر گرفتن شکست ساختاری برای الگوی (C) برابر ۰/۲۳،

برای الگوی (C/T) برابر ۰/۷۵ و برای الگوی (C/S) برابر ۱/۰۱ است که نشانگر تفاوت کششها با لحاظ و بدون لحاظ شکست ساختاری است.

جدول ۱۲. مقایسه آزمونهای همجمعی گریگوری - هانسن، جوهانسن - جوسیلیوس و انگل - گرنجر

متغیرها	انگل - گرنجر		جوهانسن - جوسیلیوس	گریگوری - هانسن
	با شکست ساختاری	بدون شکست ساختاری		
مصرف انرژی و رشد اقتصادی	رابطه بلند مدت وجود دارد	رابطه بلند مدت وجود ندارد	رابطه بلند مدت وجود ندارد	با آماره Z_a^* و ADF^* در الگوی (C/S) رابطه بلند مدت وجود دارد.

با توجه به اینکه انرژی در ایران به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد مطرح است، شدت مصرف انرژی می تواند موجب تحریک فعالیتهای اقتصادی شده و به عنوان نهاد مهم در کنار سایر نهادها تولید، موجب رشد ارزش افزوده فعالیتهای اقتصادی شود. از طرف دیگر، رشد بخشها و فعالیتهای مختلف، بویژه فعالیتهای اقتصادی نیازمند رشد مصرف انرژی نیز می باشد. لذا، برای افزایش سطح رفاه جامعه و تسریع در رشد اقتصادی، بایستی انرژی مورد نیاز بخشها و فعالیتهای مختلف تأمین شده و در این میان، به عرضه مطمئن آن اهمیت داد.

بر این اساس، هرگونه کم توجهی در این ارتباط می تواند خسارات قابل توجهی بر اقتصاد کشور وارد سازد. بدین لحاظ توصیه می شود که ضمن افزایش کارایی مصرف انرژی به روشهای ممکن، از اعمال سیاستهای تحدید مصرف در بخشهای مولد اقتصادی پرهیز شود و با تأمین انرژی مورد نیاز، زمینه دستیابی به رشد اقتصادی بالا فراهم گردد.

منابع و مأخذ

- ابریشمی، حمید و مصطفایی (۱۳۸۰) بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران؛ مجله دانش و توسعه، شماره ۱۴، صص ۴۵-۱۱.
- آرمن، سیدعزیز و زارع، روح ا... (۱۳۸۴) بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۸۱-۱۳۴۶؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۴، صص ۱۱۷-۱۴۳.
- برانسون (۱۳۸۴) تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان؛ ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.
- بهبودی، داود؛ متفکرآزاد، محمد علی و خلیل پور، افشین (۱۳۸۶) بررسی رابطه تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۸۳-۱۳۴۶؛ پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، سال ششم، شماره ۲۲ صص ۱۳-۳۴.
- خلیل پور، افشین (۱۳۸۵) بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)؛ پایان نامه کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز.
- رحیمی، عباس (۱۳۷۲) رابطه کمی بین رشد اقتصادی و تقاضای انرژی؛ کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- شرزهای، غلامعلی و وحیدی، محمدرضا (۱۳۸۰) بررسی رابطه بین مصرف انرژی و درآمد واقعی و سطح عمومی قیمت‌ها در کشورهای عضو اوپک؛ سومین همایش ملی انرژی.
- صمدی، علی حسین (۱۳۷۹) گسترش مالی و رشد اقتصادی: آزمون‌های ریشه واحد و همگرایی در حضور تغییر جهت‌های ساختاری (شواهد تجربی از اقتصاد ایران ۱۳۷۴-۱۳۳۸)، مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۸ و ۵۹، ۱۳۲-۱۰۵.
- صمدی، علی حسین (۱۳۸۰) تأثیر صادرات محصولات کشاورزی و صنعتی بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۷۶-۱۳۴۲)؛ مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، شماره ۳۳، ۶۹-۴۷.
- صمدی، علی حسین؛ حقیقت، علی و امین زاده، کاظم (۱۳۸۴) تورم، بهره‌وری و شکست ساختاری: شواهد تجربی از اقتصاد ایران (۱۳۸۰-۱۳۳۸)؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۷، صص ۶۵-۸۷.
- طاهری‌فرد، احسان و رحمانی (۱۳۷۶) علی، رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران؛ دومین همایش ملی انرژی ایران.
- قبادی، نسرين (۱۳۷۶) بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی؛ دومین همایش ملی انرژی ایران.

- ملکی، رضا (۱۳۷۸) بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و تولید داخلی در ایران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.
- نجارزاده، رضا و عباس محسن، اعظم (۱۳۸۳) رابطه بین مصرف حاملهای انرژی و رشد بخشهای اقتصادی در ایران؛ فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال اول، شماره ۲، پائیز.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی؛ تهران: انتشارات مؤسسه رسا، چاپ اول. وزارت نیرو، معاونت انرژی، ترازنامه انرژی، سال ۱۳۸۴.
- Altinay, G. and Karagol, E. (2005) Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey; *Energy Economics*, No.27, PP.849-856.
- Altinay, G. and Karagol, E.(2004) Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey; *Energy Economics*, No.26, PP.985-994.
- Aqeel, A. and Butt, M. S. (2001) The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan; *Asia-Pacific Development Journal*, No.8, PP.101-110.
- Berndt, E. R. And Wood, D.O. (1975) Technology, Prices and the Derived Demand for Energy; *Review of Economics and Statistics*, No. 57, PP. 259-268.
- Cheng, B.S. and Lai, T.W. (1997) an investigation of Co-integration and Causality Between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan; *Energy Economics*, No.19, PP.435-444.
- Climent, Francisco and Pardo A. (2006) Decoupling Factors on the Energy-Output Linkage: The Spanish Case; *Energy Policy*.
- Douglas, R.B. (1991) On the Macroeconomic Effects of Energy; *Resource and energy*, Vol.13, No.2, P.148.
- Enders.W. (2004) *Applied Econometric Time series*; WILEY.
- Erol, U. and Yu, E. S. (1987) On the causal relationship between energy and income for industrialized countries; *Journal of Energy and Development*, 13(1): pp 113-22.
- Fatai, K. et al. (2004) Modeling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and Thailand; *Mathematics and Computer in Simulation*. No.64, PP.431-445.
- Ghali H. Kh. And El-Sakka, M.I.T. (2004) Energy Use and Output Growth in Canada: A Multivariate Co integration Analysis; *Energy Economics*, No.26, and PP.225-236.
- Glasure,Y.U. (2002) Energy and national income in Korea: further evidence on the role of omitted variables; *Energy Economics* No, 24.PP.355-365.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996) Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts; *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

- Hansen, B.E. (1992) Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes; *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 321–336.
- Hondroyannis, G., Lolos, S., and Papapetrou, E. (2002) Energy consumption and economic growth: assessing the evidence from Greece; *Energy Economics*, No. 24, PP.319-336.
- Johansen, S., Juselius, K. (1992) Some structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of purchasing power parity and uncovered interest parity for the UK; *Journal of Econometrics*, 53, 211–244.
- Kraft, I. and Kraft, A. (1978) On the Relationship between Energy and GNP; *Journal of Energy Development*, No. 3, PP.401-403.
- Lee, C.C. (2005) Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A Co integrated Panel Analysis; *Energy Economics*, No.27, and PP.415-427.
- Lee, Ch. And Chang Ch. (2005) Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan; *Energy Economics*, No. 27, PP.857-872.
- Lee, Junsoo and Mossi, D. (1996) On Improvement of Philips-Perron Unit Root Tests Using Optimal Bandwith Estimates; *Applied Economics, Letters*.No.3, PP. 197-200.
- Masih, A.M.M. and Masih, R. (1996) Energy consumption, real income and temporal causality: results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modeling techniques; *Energy Economics*, No. 18, PP.165-183.
- Oh, W. and Lee, K. (2004) Causal relationship between energy consumption and GDP: the case of Korea 1970-1999; *Energy Economics* No. 26. PP. 51-59.
- Paul, Sh. And R.N. Bhattacharya (2004) Causality between Energy Consumption and Economic Growth in India: A Note on Conflicting Results; *Energy Economics*, No.26, and PP.977-983.
- Perron, P. (1989) The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis; *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Perron, P. (1997) Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables; *Journal of Econometrics*, 80, 355–385.
- Phillips, P., Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression; *Biometric*, 75, 335–346.
- Pindyck, R. S. (1979). *The Structure of World Energy Demand*; MIT Press.
- Sari, R. and Soytas, U. (2004) Disaggregate energy consumption, employment and income in Turkey; *Energy Economics*, No. 26, PP.335-344.
- Soytas, U. and Sari, R. (2003) Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets; *Energy Economics* No.25, PP.33-37.
- Srerman, J.D. (1980) *The Effect of energy Depletion on Economic Growth*; School of Management Massachusetts Institute of Technology.

- Stern, D.I. (1993) Energy and economic growth in the USA. A multivariate approach; *Energy Economics*, No.15, PP.137-150.
- Stern, D.I. (2000) A multivariate co integration analysis of the role of energy in the US macroeconomy; *Energy Economics*, No. 22, PP.267-283.
- Stern, D.I. and Cleveland C.J. (2004) Energy and Economic Growth; *Rensselaer Working Papers*, No.0410.
- Wolde-Rufael, Y. (2005) Energy Demand and Economic Growth: The African Experience; *Journal of policy Modeling*, No.27. PP.891-903.
- Yang, H. Y. (2000) A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan; *Energy Economics*, No. 22, PP.309-317.
- Yu, E.S.H. and Jin, J.C. (1992) Co integration tests of energy consumption, income, and employment; *Resources and Energy*, No. 14, PP.259-266.
- Yu, Eden S.H. and Jai-Young Choi (1985) The causal relationship between energy and GNP: an international comparison; *Journal of Energy and Development*, 10, 2, 249-272.
- Zivot, E., Andrews, D. (1992) Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis; *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 936-954.

پیوست ۱: مقادیر بحرانی مربوط به آزمون همجمعی گریگوری – هانسن

Model [Significance Level]	Critical Values	
	ADF^*, Z_t^*	Z_α^*
C [1%]	-5.13	-50.07
C/T [1%]	-5.45	-57.28
C/S [1%]	-5.47	-57.17
C [5%]	-4.61	-40.48
C/T [5%]	-4.99	-47.96
C/S [5%]	-4.95	-47.04
C [10%]	-4.34	-36.19
C/T [10%]	-4.72	-43.22
C/S [10%]	-4.68	-41.85

پیوست ۲: مقادیر بحرانی مربوط به آزمون همجمعی انگل – گرنجر

Engel-Granger cointegration critical values

N = Number of variables = 2

	No constant or trend			Constant but no trend			Constant and trend		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
β_0				-3.9001	-3.3377	-3.0462	-4.3266	-3.7809	-3.4959
β_1				-10.534	-5.967	-4.069	-12.531	-9.421	-7.203
β_2				-30.03	-8.98	-5.73	-34.03	-15.06	-4.01
T									
25				-4.37	-3.59	-3.22	-5.00	-4.18	-3.79
50				-4.12	-3.46	-3.13	-4.65	-3.98	-3.64
75				-4.05	-3.42	-3.10	-4.54	-3.91	-3.59
100				-4.01	-3.40	-3.09	-4.49	-3.88	-3.57
200				-3.95	-3.37	-3.07	-4.41	-3.83	-3.53
∞				-3.90	-3.34	-3.05	-4.33	-3.78	-3.50