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

حسین اصغرپور[1]
استادیار دانشگاه تبریز
داود بهبودی[2]
استادیار دانشگاه تبریز
محمدحسن قزوینیان[3]
کارشناس ارشد علوم اقتصادی

تاریخ دریافت: ۸۷/۰۳/۲۷
تاریخ تأیید: ۸۷/۱۰/۲۰

چکیده

تولید، اعم از تولید صنعتی و کشاورزی، بدون وجود شبکه‌های زیربنایی اقتصادی امکان‌پذیر نیست. نیروی برق با توجه به تغییرات پدید آمده در صنایع و تبدیل نیروی محرکه مکانیکی به الکتریکی، پیدایش موتورهای برقی و گسترش ابزارهای ماشینی، نقش بسیار مهمی در توسعه صنعتی کشورها ایفا می‌کند. گسترش مصرف سرانه برق در سطح کشور نیز نشان‌دهنده این است که رشد و توسعهٔ اقتصادی و رفاه اجتماعی در کشور از رشد خوبی برخوردار بوده است.

رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی 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 اتکاء و گمراه‌کننده‌ای منتهی گردد.

در این مقاله تلاش شده‌است با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۸۴ - ۱۳۴۶) رابطه بین مصرف برق 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 بلند مدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری استفاده شده است. نتایج بدست آمده از تحقیق نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلند مدت مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی ایران وجود دارد.

واژگان کلیدی: آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز، آزمون همجمعی گریگوری - هانسن، رشد اقتصادی، شکست ساختاری و مصرف برق
طبقه‌بندی موضوعی: C32, C52, Q43

---

1. Asgharpurh@gmail.com
2. dbehbudi@gmail.com
3. mhasan_qazvin@yahoo.com

مقدمه

کشور ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه و کشوری دارای منابع انرژی غنی و گسترده و وجود مخازن بزرگ نفتی و نیز پتانسیل بالقوه تولید و مصرف انرژی یکی از مصادیق الگوی رشد مبتنی بر منابع طبیعی محسوب می‌شود، بنابراین برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی اهمیت فراوانی داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد. تولید، اعم از تولید صنعتی و کشاورزی، بدون وجود شبکه‌های زیربنایی اقتصادی امکان‌پذیر نیست. نیروی برق با توجه به تغییرات پدید آمده در صنایع و تبدیل نیروی محرکه مکانیکی به الکتریکی، پیدایش موتورهای برقی و گسترش ابزارهای ماشینی، نقش بسیار مهمی در توسعه صنعتی کشور ایفا می‌کند.

اما آنچه که در این زمینه اهمیت بیشتری دارد، این است که وجود شکست ساختاری و تغییرات رژیمی می‌تواند نتایج روابط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و از این‌رو عدم توجه به این امر، ممکن است نتایج غیرقابل اتکاء و گمراه کننده‌ای داشته‌باشد (Lee & Chang, 2005: 859). لذا توجه به شکست ساختاری و تغییرات رژیمی در روند مصرف برق و رشد اقتصادی از اهمیت زیادی برخوردار بوده و مدنظر قرار دادن آن در بررسی‌های تجربی یک ضرورت جدی است.

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

۱- از آنجا که وجود شکست ساختاری و تغییرات رژیمی می‌تواند نتایج روابط علّی را تحت تأثیر قرار دهد و این امر در بیشتر مطالعات خارجی و در تمامی مطالعات داخلی نادیده گرفته شده و عموماً در بررسی روابط بلند مدت بین متغیرهای اقتصادی از آزمون‌های همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس استفاده شده است که در صورت بروز شکست ساختاری، کارآیی این روش زیر سؤال می‌رود.

۲- در اکثر مطالعات از آزمون ریشه واحد پرون (۱۹۸۹) استفاده شده‌است که در آن، نقطه شکستگی به صورت برونزا تعیین می‌شود. در مطالعه حاضر به منظور تخمین درونزای نقطه شکستگی از آزمون زیوت - اندریوز و پیش آزمون گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است.

این مقاله در پنج 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 شده‌است. بخش چهارم به تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص یافته و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۱- ادبیات تحقیق

۱-۱- 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 نهاده نیروی کار، سرمایه، تکنولوژی، سرمایه انسانی و اجتماعی، 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.

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 ذغال سنگ و ... تأمین شود.

همچنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد، به بیان ریاضی داریم:

تولید، اعم از تولید صنعتی و کشاورزی، بدون وجود شبکه‌های زیربنایی اقتصادی امکان‌پذیر نیست. نیروی برق با توجه به تغییرات پدید آمده در صنایع و تبدیل نیروی محرکه مکانیکی به الکتریکی، پیدایش موتورهای برقی و گسترش ابزارهای ماشینی، نقش بسیار مهمی در توسعه صنعتی کشور ایفا می‌کند. مصرف سرانه برق به عنوان شاخصی مهم در توسعهٔ اقتصادی و گسترش رفاه اجتماعی شناخته شده است. گسترش مصرف سرانه برق در سطح کشور نشان‌دهنده این است که توسعهٔ اقتصادی و رفاه اجتماعی در کشور از رشد خوبی برخوردار بوده است. هرگونه وقفه در صنعت برق، علاوه بر آثار اجتماعی ناگوار، رکود در سایر صنایع را نیز به دنبال خواهد داشت که موجب رکود اقتصادی می‌گردد.

عامل انرژی در نظریه‌های جدید رشد نیز وارد مدل شده است ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست برای مثال استرن و کلولند (۲۰۰۴) با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی، عواملی که می‌توانند رابطهٔ بین مصرف انرژی و فعّالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند، مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها حالت کلی یک تابع تولید را به شکل زیر بیان می‌دارند:

که در آن Qi، تولیدات مختلف اقتصادی از قبیل کالاهای تولیدی و خدمات، Xi، نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل سرمایه، نیروی کار و غیره، Ei، نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، ذغال

سنگ و غیره می‌باشد و A، وضعیت تکنولوژیکی که به عنوان شاخص بهره‌وری کل عوامل تعریف شده است. در این تابع، رابطهٔ بین انرژی و تولید کل از قبیل تولید ناخالص داخلی می‌تواند به وسیلهٔ عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب نهادهٔ انرژی و تغییر در ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار گیرد. تغییر در ترکیب دیگر نهاده‌ها – برای مثال انتقال از اقتصاد کاربر به اقتصاد سرمایه‌بر – نیز می‌تواند رابطهٔ بین انرژی و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین ممکن است متغیّر نهاده‌های X بهره‌وری کل عوامل را تحت تأثیر قرار دهد، که این بحث در مجموعهٔ تغییرات تکنولوژیکی مورد بررسی قرار می‌گیرد (Stern &Cleveland, 2004: 4-6)

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[1] (AS) به سمت راست منتقل شده و با فرض عمودی نبودن منحنی تقاضای کل[2] (AD)، تولید و درآمد تعادلی افزایش می‌یابد (برانسون، ۱۳۸۴: ۲۰۵–۲۰۰).

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

۱-۲- پیشینه مطالعات تجربی

در زمینه مصرف انرژی و رشد اقتصادی مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور انجام شده‌است. 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 مربوط به مصرف برق و رشد اقتصادی باید گفت که صرفاً در موارد معدودی، شکست ساختاری و تغییرات رژیمی مورد توجه قرار گرفته است. در جدول (۱) خلاصه‌ای از مطالعات‌خارجی انجام شده در زمینه مصرف برق و رشد اقتصادی آورده شده‌است که در آن صرفاً مطالعه ردیف اول با تأکید بر شکست ساختاری انجام شده و بقیه مشتمل برسایر مطالعات تجربی است که به اجمال مورد اشاره قرار می‌گیرد، همچنین هرچند که در هیچ کدام از مطالعات داخلی مربوط به انرژی و رشد اقتصادی در داخل کشور، به طور صریح مصرف برق و رشد اقتصادی و همچنین مقوله شکست‌های ساختاری ملحوظ نشده است و لیکن دو مطالعه داخلی که در آن‌ها مصرف برق به صورت ضمنی وجود دارد، در جدول (۲) آورده شده‌است.

1. Aggregate Supply
2. Aggregate Demand

جدول(۱): مطالعات خارجی انجام گرفته در زمینه مصرف برق و رشد اقتصادی در خارج از کشور

پژوهشگر	حوزه مطالعاتی	دوره زمانی	متدولوژی	نتیجه
Mozumder & Marathe(2007)	بررسی رابطه علی بین مصرف برق و GDP در کشور بنگلادش	۱۹۹۹-۱۹۷۱	VECM	$GDP \rightarrow EC$
Yuan & Zhao & Hu (2007)	رابطه علی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در کشور چین	۲۰۰۴-۱۹۷۸	روش همگرایی	$EC \rightarrow RGD$
Wolde-Rufael(2006)	بررسی رابطه بین مصرف برق ورشد اقتصادی در هفده کشور آفریقایی	۲۰۰۱-۱۹۷۱	تودا و یاماموتو	نتایج بین کشورها متفاوت می باشد.
Yoo(2006)	بررسی رابطه علی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در کشورهای Ascan	۲۰۰۲-۱۹۷۱	علیت گرنجر و هیسائو	نتایج بین کشورها متفاوت می باشد.
Squalli(2006)	بررسی رابطه علی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اپک	۲۰۰۳-۱۹۸۰	تودا و یاماموتو	نتایج بین کشورها متفاوت می باشد.
Narayan & Singh(2006)	بررسی رابطه بین مصرف برق و GDP در جزایر فیجی	۲۰۰۲-۱۹۷۱	آزمون علیت گرنجر	$EC \rightarrow GD$
Hoonnt(2005)	بررسی رابطه علی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در کره جنوبی	۲۰۰۲-۱۹۷۰	ECM	$GDR \rightarrow EC$
Ghosh(2002)	بررسی مصرف برق و رشد اقتصادی در هند	۱۹۹۷-۱۹۵۰	VAR	$GDP \rightarrow EC$
Altinay & Karagol(2005)	بررسی مصرف برق و رشد اقتصادی در ترکیه	۲۰۰۰-۱۹۵۰	آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز علیت گرنجر استاندارد	$EC \rightarrow GD$

جدول (۲): مطالعات داخلی انجام شده در زمینه مصرف برق و رشد اقتصادی

ردیف	محقق	دوره	تکنیک و روش	نتیجه	ملاحظات و متغیرهای اضافی
۱	آرمن و زارع (۱۳۸۳)	۱۳۴۶-۱۳۸۱	مدل تصحیح خطای برداری و روش تودا و یاماموتو	وجود روابط علی در جهت-های مختلف بین مصرف فرآورده‌های نفتی، گاز، برق و ... با تولید ناخالص داخلی	ـــــ
۲	نجار زاده و عباس محسن(۱۳۸۳)	۱۳۵۰-۱۳۸۱	آزمون علیت هیسائو	وجود رابطه علی دو طرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی	ـــــ

۲- روش‌شناسی تحقیق

در این قسمت روش‌شناسی اقتصادسنجی 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 رگرسیون‌های‌جعلی شود و از این‌رو نتایج بدست آمده قابل اتکاء نباشد. به همین دلیل در مطالعات تجربی سری‌های زمانی، قبل از هرگونه تخمین و تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی، ریشه واحد متغیرهای مدل 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 گمراه‌کننده می‌شود. ادبیات نوین اقتصادسنجی، دلالت بر این دارد که با مد نظر قراردادن شکست ساختاری در آزمون‌های ریشه واحد و روابط اقتصادی، نتایج بدست آمده واقعی‌تر و متفاوت از حالتی که شکست ساختاری لحاظ نمی‌شود.

پرون[1] (۱۹۸۹) معتقد است که اغلب سری‌های‌زمانی 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 ایستایی[2] 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 ایستا می‌تواند منجر به ریشه‌های واحد صوری گردد.

در مطالعات پرون (۱۹۹۰و۱۹۸۹) و راپاپورت و ریچلین[3] (۱۹۹۸)، مقاطع تغییر جهت، به صورت برونزا تعیین شده است. اما این فرض را کریستانو[4] (۱۹۹۲) ، بنرجی، لامسداین و استوک[5] (۱۹۹۲)، لامسداین و پاپل[6] (۱۹۹۷)، زیوت و اندریوز[7] (۱۹۹۳) و برخی پژوهشگران دیگر به شدت مورد انتقاد قرار داده و روش‌هایی برای تعیین درونزای این مقاطع پیشنهاد کردند. فیلتر

1. Perron
2. Stationary
3. Rappoport & Reichilin
4. Christano
5. Lumsdaine & Stock
6. Lumsdaine & Papell
7. Zivot & Andrews

کالمن، آزمون زیوت و اندریوز، برآوردگر شبه حداکثر راستنمایی[1] نیونس و همکاران[2] (۱۹۹۵)، پیش آزمون گریگوری – هانسن (۱۹۹۶) روش‌هایی هستند که بر اساس آن‌ها می‌توان تنها یک تاریخ تغییر جهت را تعیین کرد. اما مقالات لی[3] (۱۹۹۶)، بای[4] (۱۹۹۷)، بای و همکاران (۱۹۹۸)، بای و پرون (۱۹۹۸) از جمله برخی مقالاتی هستند که در آن‌ها روش‌هایی برای تخمین چند نقطه شکستگی پیشنهاد شده‌است.

بر اساس آزمون‌های یاد شده، هرگاه وجود تغییر جهت‌های ساختاری متعددی به اثبات برسد، باید از آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی با وجود تغییر جهت ساختاری استفاده کرد. روش‌های پرون (۱۹۸۹)، سیلواپالی[5] (۱۹۹۶)، لی و همکاران (۱۹۹۷)، آمسلر و لی[6] (۱۹۹۵)، آزمون نقطه بهینه[7] دافور و کینگ[8] (۱۹۹۱) و وانگ و اشمیت[9] (۱۹۹۶) برخی از آزمون‌هایی هستند که با استفاده از آن‌ها می‌توان آزمون ریشه‌های واحد با وجود تغییر جهت ساختاری را انجام داد. آزمون کامپوس، اریکسون و هندری[10] (۱۹۹۶)، گریگوری، نیسون و وات[11] (۱۹۹۶) و آزمون گریگوری – هانسن (۱۹۹۶) نیز آزمون‌های همجمعی معتبر با وجود تغییر جهت ساختاری هستند (صمدی،۱۳۸۴: ۷۲).

در این مقاله برای آزمون ایستایی 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.

۲-۱- آزمون ریشه واحد زیوت – اندریوز

آزمون زیوت – اندریوز[12] (۱۹۹۲) در واقع تعمیم یافته آزمون پرون (۱۹۸۹) 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:

$$0 \quad t \quad \mu \quad t-1 \quad t$$

1. Quasi-Maximum Likelihood Estimator
2. Nuns et al
3. Lee
4. Bai
5. Silvapulle
6. Amsler & Lee
7. Point Optimal Test
8. Dufour & King
9. Hwang & Schmidt
10. Ericson & Hendry
11. Gregory, Nason and Watt
12. Zivot & Andrews

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

Model (A):
$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \qquad (۱)$$

Model (B):
$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \qquad (۲)$$

Model(C):
$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{T}_b) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{T}_b) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \qquad (۳)$$

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_t 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 $0.15T < T_b < 0.85T$.

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 $\hat{\alpha}$ هر یک از رگرسیون‌ها با توجه به مقدار وقفه بهینه[۱]، به عنوان سال شکست ساختاری یا تغییر جهت ساختاری انتخاب می‌شود.

تحت فرضیه صفر، آماره t مربوط به ضریب $\hat{\alpha}$ (یعنی $t_{\hat{\alpha}}$) دارای توزیع حدی است. کمیت‌های بحرانی مورد نیاز برای انجام آزمون – با توجه به کمیت λ که نسبت زمان بروز

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

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 مهّم است، کمّیت ضریب مربوط به y_{t-1} ، یعنی $\hat{\alpha}$ و کمّیت آماره t آن است. به منظور انجام آزمون ریشه واحد (ناپایائی)، فرضیه صفر و مقابل زیر مورد توجه قرار می‌گیرد:

$$\begin{cases} H_0 & \alpha \\ H_1 & \alpha < \end{cases}$$

کمیت آماره آزمون بر اساس صحت فرضیه H_0 با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

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

و این آماره با مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره آزمون $\hat{\alpha}$ که تغییر ساختاری را نشان می‌دهد مقایسه می‌شود، در صورتی که قدر مطلق این آماره از قدر مطلق تمامی کمیت‌های بحرانی ارائه شده در سطوح مختلف معنی‌داری بزرگتر باشد فرضیه H_0 رد می‌شود.

۲-۲- 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 اینرو 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 (۱۹۹۶) به منظور استخراج آماره آزمون خود، از رگرسیون همجمعی متعارف زیر استفاده کرده‌اند:

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + t \quad t = 1, 2, \ldots, T \qquad (1)$$

که در آن y_{2t} یک بردار m متغیره و t یک متغیر I(0) فرض می‌شود.

---

۱. مطالب این قسمت از مقاله گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) اخذ شده است. همچنین برای توضیحات بیشتر رجوع کنید به: (صمدی ۱۳۸۴ صص ۷۷-۷۲).

در الگوهای تغییر جهت ساختاری برای این آزمون حالت‌های متفاوتی به شرح روابط ۵، ۶ و ۷ وجود دارد:

(C) $y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \ldots, T$ (۵)

(C/T): $y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \ldots, T$ (۶)

(C/S): $y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} \varphi_{t\tau} + e_t \quad t = 1, 2, \ldots, T$ (۷)

رابطه (۵) به الگوی تغییر در سطح[1]، رابطه (۶) به الگوی تغییر در سطح به همراه روند[2] و رابطه (۷) به الگوی تغییر رژیم (تغییر جهت ساختاری)[3] نامگذاری شده است. $\varphi_{t\tau}$ نشانگر متغیر مجازی بوده و مقدار آن برای $t < [\lambda T]$ برابر صفر بوده و برای سایر موارد مقدار یک به خود می‌گیرد. (T حجم نمونه)

گری گوری – هانسن (۱۹۹۶) 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 پیاپی مرتبه اول[4] به صورت رابطه (۸) محاسبه می‌شود:

$$\rho_\tau = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{t\tau} \, \hat{e}_{(t+1)\tau}}{\sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{t\tau}^2} \quad (۸)$$

با اصلاح اریب این ضریب، آماره آزمون فیلیپس (۱۹۸۷) را تغییر داده و جملات پسماند مرحله دوّم بر اساس رابطه (۹) محاسبه می‌شود:

1. Level Shift Model
2. Level Shift with Trend
3. Regime Shift
4. First Order Serial Correlation Coefficient

$$\upsilon_{t\tau} \qquad t\tau \qquad \rho_{\tau} \quad (t-1)\tau \qquad (۹)$$

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

$$\lambda_{\tau} \sum_{j=1}^{M} \left(\right) \gamma_{\tau} \qquad (۱۰)$$

که در آن M=M(T) مقدار بهینه و پارامتر وقفه برشی (Bandwidth) [۱] و w(0) تابع وزن کرنل [۲] بوده و هر کدام به شیوه خاصّی تعیین می‌گردند. برای تعیین طول بهینه پارامتر وقفه برشی، اندریوز (۱۹۹۱) و اندریوز و موناهان (۱۹۹۲) تخمین زننده خودکار وقفه برشی [۳] را به صورت رابطه (۱۱) ارائه کرده‌اند: [۴]

$$\tau \qquad \alpha \qquad \frac{1}{5} \qquad (۱۱)$$

در این رابطه α تابعی از تابع چگالی طیف نامعلوم از t بوده و به صورت رابطه (۱۲) قابل محاسبه است که در آن ρ_a و σ_a^2 به ترتیب پارامترهای اتورگرسیو و واریانس ابداعی [۵] و a وزن است. به طور متعارف در این معادلات رگرسیون برای پارامتر ثابت وزن صفر و برای بقیه متغیرها وزن یک انتخاب می‌شود

$$\alpha \qquad \sum_{a=1}^{\rho} \frac{\left(\frac{\rho_a{}^2 \sigma_a^4}{\rho_a{}^8} \right)}{\sum_{a=1}^{\rho} a \left(\frac{\sigma_a^4}{\rho_a{}^4} \right)} \qquad (۱۲)$$

پارامتر واریانس ابداعی σ_{ξ}^2 مجموع مربعات جملات خطای ناشی از رگرسیون زیر است: [۶]

$$t \quad \alpha \quad \delta \quad \beta_{t-1} \quad \xi_t \qquad (۱۳)$$

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

$$w\left(\frac{j}{M}\right) = (2\pi)^{\frac{-1}{2}} \exp\left[\left(-\frac{1}{2}\right)\left(\frac{j}{M}\right)^2\right] \quad , \quad j=1, 2,\ldots,M \qquad (۱۴)$$

---

۱. اصطلاح Bandwidth در متون مربوط به تحلیل طیفی (spectral analysis) معادل با وقفه برشی (truncation) است. (Lee and Mossi , ۱۹۹۶)

2. Kernel Weight Function

3. Automatic Bandwidth Estimator

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

5. innovation variance

۶. 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 ابداعی $\sigma_{\xi}^2 = \lim T^{-1} \sum \xi_t^2$ و واریانس بلند مدت $\sigma^2 = \lim T^{-1} (\sum \xi_t)^2$ پارامتر واریانس بلند مدت (Long – run Variance) نیز مطابق معادله (۱۶) قابل محاسبه است.

در معادله (۱۰) میزان γ_τ به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$\gamma_\tau = -\sum_{t=j+1}^{T} \upsilon_{(t-j)\tau}\upsilon_{t\tau} \qquad (۱۵)$$

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

$$\rho_\tau = \sum_{t=1}^{T-1} \lambda_{t\tau}\lambda_{(t+)\tau} \Big/ \sum_{t=1}^{T-1} \lambda_{t\tau}^{2} \qquad (۱۶)$$

آماره آزمون فیلیپس را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

$$\alpha\tau = \rho_t \qquad (۱۷)$$

$$t\tau = \rho_\tau \Big/ \hat{\tau} \qquad (۱۸)$$

که در آن $\hat{\sigma}_\tau^2$ بوده و $\hat{\sigma}_\tau^2$ واریانس بلند مدت $\hat{\upsilon}_\tau$ است و به صورت $\hat{\sigma}_\tau^2 = \hat{\tau}^2 \Big/ \sum_{t=1}^{T-1} \hat{\lambda}_{t\tau}^{2}$

رابطه (۱۹) قابل محاسبه است:

$$\hat{\gamma}_\tau = \hat{\sigma}_\tau^2 - \hat{\lambda}_{\tau} \qquad (۱۹)$$

آماره دیگر ، آماره t ضریب $\tau_{(t-۱)}$ در معادله رگرسیون زیر است که با ADF(τ) نشان داده می‌شود:

$$\hat{t\tau} = \alpha + \beta\tau_{(t-1)\tau} + \gamma_1\lambda_{(t-1)\tau} + \cdots + \gamma_M\lambda_{(t-M)\tau} + \varepsilon_t$$

بنابراین:

ADF (τ) =آماره t $\tau_{(t-1)}$ (۲۰)

گریگوری – هانسن اشاره می‌کنند که آماره‌های آزمون (۱۷)، (۱۸) و (۲۰) ابزارهای متعارف برای تحلیل روابط همجمعی بدون وجود تغییر جهت ساختاری (تغییرات رژیمی) بوده و آماره پیشنهادی آن‌ها با وجود احتمالی این تغییر جهت‌ها، کوچک‌ترین مقادیر آماره‌های (۱۷)، (۱۸) و (۲۰) در کلّیه 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

$$\begin{cases} z_a^* = \inf Z_a(\tau) \\ \tau \in t \\ z_t^* = \inf Z_t(\tau) \\ \tau \in t \\ ADF^*(\tau) = \inf ADF(\tau) \\ \tau \in t \end{cases} \qquad (۲۱)$$

که در آن علامت × نشان‌دهنده حداقل مقدار در بین آماره خود است.

۳- یافته‌های تجربی

۳-۱- مروری بر داده‌های آماری

مطابق آمار و اطلاعات موجود، ظرفیّت اسمی نیروگاه‌های وزارت نیرو در سال ۱۳۸۴ به ۴۱،۰ گیگا وات رسیده است که ۳۷،۹ درصد آن به نیروگاه‌های بخاری، ۴۶،۰ درصد به نیروگاه‌های گازی و سیکل ترکیبی ، ۱۴،۷ درصد به نیروگاه‌های آبی و ۱،۳ درصد به نیروگاه‌های دیزلی، بادی و خورشیدی اختصاص دارد. میانگین ظرفیّت عملی نیروگاه‌ها در سال مذکور در حدود ۳۴،۶ گیگاوات بود.

خاطر نشان می‌نماید در حال حاضر ایران از نظر ساخت سد و نیروگاه جزو کشورهای برتر دنیا می‌باشد که با داشتن صنایع پیچیدهٔ نیروگاهی می‌تواند در زمینهٔ ساخت نیروگاه‌های گازی، آبی و بخاری فعّالیت کند و در بخش‌های توزیع و انتقال نیز تقریباً به خود اتکایی دست یافته‌است.

از بُعد مصرف نیز روند مصرف برق قابل تأمل است. در سال ۱۳۸۴ کل مصرف برق کشور معادل ۷۹،۷ میلیون بشکه نفت خام است[۲] که بالاترین میزان مصرف آن – با میزان ۴۰،۶ میلیون بشکه معادل نفت خام – به بخش خانگی و تجاری اختصاص دارد، که بیش از ۵۰ درصد مصرف کل است. بعد از آن بخش‌های صنعت و کشاورزی به ترتیب با دارا بودن ۳۳ و ۱۲ درصد از کل مصرف برق، در مراتب بعدی قرار دارند.

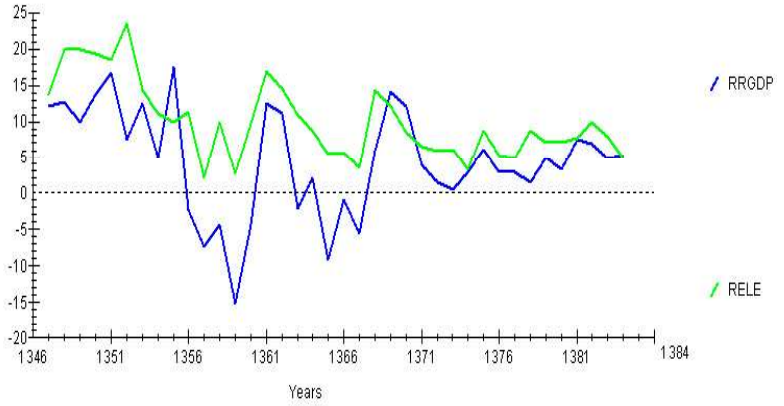
---

۱. مقادیر بحرانی مجانبی این آماره‌ها در سطوح ۱٪ ، ۲،۵٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ برای ۱ تا ۴ رگرسور در مقاله گریگوری – هانسن (۱۹۹۶) ص ۱۰۹ آورده شده است.

۲. طبق تعریف ترازنامه انرژی، هر بشکه نفت خام معادل ۰،۱۹۴ کیلو وات در سال می‌باشد (ترازنامه انرژی،۱۳۸۴،ص۶۳۲).

بررسی سیر مصرف برق نشانگر آن است که رشد اقتصادی و صنعتی کشور، گسترش شبکه توزیع در پرتو سیاست‌های اجتماعی دولت و افزایش مشترکان خانگی و نیز گسترش استفاده از لوازم برقی باعث ازدیاد مصرف و در نتیجه عدم تعادل شدید عرضه و تقاضای برق گردیده است لذا به‌رغم افزایش ظرفیت تولید و توانمندی‌های موجود در این خصوص، تعادل شکننده‌ای بین مصرف و عرضه وجود داشته که با اندک فشاری در سمت تقاضا یا سمت عرضه موجب بروز خاموشی‌های وسیع و مکرر می‌شود که می‌تواند به علت عدم تأمین انرژی پایدار، به فرایند رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی آسیب برساند که نمونه بارز آن در سال ۱۳۸۷ به علت بروز خشکسالی مشاهده شد از این رو دو هدف باید در کشور دنبال شود یکی، تأمین منابع ارزی و ریالی برای افزایش سرمایه‌گذاری در زمینه برق برای آینده و دوم، صرفه‌جویی و بهینه‌سازی مصرف برق.

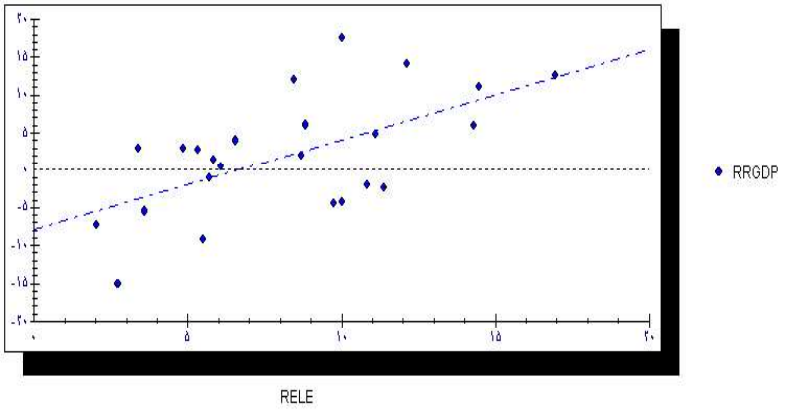
با نگاهی بر نوسانات رشد اقتصادی در ایران و رشد مصرف کل برق ملاحظه می‌شود که نوسانات آن‌ها با یکدیگر هم‌جهت بوده‌اند. این نشان‌دهنده این است که با بهبود شرایط اقتصادی در ایران، مصرف کل برق نیز افزایش یافته است و برعکس در دوران رکود نرخ رشد مصرف برق کاهش یافته است. در نمودار (۱) نوسانات نرخ رشد مصرف نهایی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



نمودار (۱)- نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و مصرف کل برق طی دوره زمانی (۱۳۸۴ - ۱۳۴۶)

با نگاهی بر روند رشد مصرف نهایی برق در طی سال‌های (۱۳۸۴ - ۱۳۴۶) همچنانکه در نمودار (۱) نشان داده شد، معلوم می‌شود که مصرف برق در سال‌های ۱۳۵۲،۱۳۶۱ و ۱۳۶۷ بالاترین میزان را داشته است و در سال‌های ۱۳۵۷ و ۱۳۵۹ نیز پایین‌ترین میزان را داشته است.

در نمودار (۲) نیز پراکندگی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر نرخ رشد مصرف کل برق مشاهده می‌شود، این نمودار نیز نشان‌دهنده رابطه مثبت بین دو متغیر یاد شده می‌باشد. در واقع نمودار پراکنش نشان‌دهنده این است که مصرف کل برق دارای تأثیر مثبت بر نرخ رشد اقتصادی می‌باشد.



نمودار(۲)- پراکندگی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر مصرف کل برق

۳-۲- الگوی اقتصادسنجی

برای بررسی رابطه همجمعی بین مصرف برق و رشد اقتصادی از الگوهای پیشنهادی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) به شرح زیر استفاده شده است:

$$\text{(C):} \quad \alpha \quad \beta \quad \delta$$

$$\text{(C/T):} \quad \alpha \quad \beta \quad \gamma \quad \delta$$

$$\text{(C/S):} \quad \alpha \quad \beta \quad \delta \quad \lambda$$

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 شده‌است. LELECT لگاریتم مصرف کل برق نیز بر حسب میلیون بشکه معادل نفت‌خام بوده و آمار و اطلاعات آن از ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۴ نقل شده‌است. X نیز نشان‌دهنده بردار متغیرهای موهومی بوده و برحسب فرضیه رقیب برای منظور نمودن شکست‌های ساختاری وارد مدل شده‌است. در واقع با تخمین ضریب β در الگوی معرفی شده، کشش تولید نسبت به مصرف انرژی بدست می‌آید.

۳-۳- نتایج آزمون‌های ریشه واحد

در این قسمت، آزمون ریشه واحد متغیرهای‌سری زمانی لگاریتم مصرف‌انرژی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی – فولر و زیوت – اندریوز انجام شده‌است. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته برای سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در جدول (۳) ارائه شده‌است.

جدول (۳): آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مدل

	با عرض از مبدأ			با عرض از مبدأو روند		
متغیرها	*سطح*	*یکبار تفاضل گیری*	*مرتبه انباشتگی*	*سطح*	*یکبار تفاضل گیری*	*مرتبه انباشتگی*
LRGDP	-۰/۵۱۲	-۳/۱۴۵	I(1)	-۲/۲۴۲	-۳/۶۴۶	I(1)
LELECT	-۱/۹۹۲	-۳/۵۹۳	I(1)	-۱/۱۱۸	-۳/۷۶۸	I(1)
مقادیر بحرانی مک کینون، ۵٪	-۲/۹۹۱	-۲/۹۹۸		-۳/۶۲۲	-۳/۶۴۴	

نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که هر دو متغیر یاد شده هم با عرض از مبدأ و هم با عرض از مبدأ و روند انباشته از مرتبه اول هستند.

از آنجا که در آزمون ریشه واحد دیکی – فولر شکست ساختاری لحاظ نمی‌شود و در آزمون ریشه واحد پرون نیز – که از متداول‌ترین آزمون‌های ریشه واحد با در نظر گرفتن شکست ساختاری است – تعیین سال‌های شکست ساختاری به صورت برونزا انجام می‌شود و این امر به شدت مورد انتقاد قرار گرفته‌است. لذا همانطور که در پیشینه تحقیق اشاره شد در این مقاله از آزمون ریشه واحد زیوت – اندریوز – که یکی از متداول‌ترین آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای سری‌زمانی طی دهه اخیر بوده‌است – برای تعیین درونزای سال شکست ساختاری استفاده شده‌است. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی بر اساس هر سه الگوی پیشنهاد شده توسط زیوت – اندریوز به شرح جدول (۴) است.

جدول (۴): آزمون ریشه واحد زیوت -اندریوز[۱]

	Series	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
	LELECT	۳۹	۱۳۶۷	۷	۱/۴۴	۰/۰۴	۰/۰۹	-	۰/۲۸
MODEL (B)	LRGDP	۳۹	۱۳۶۶	۷	۱۴/۵۳	-۰/۰۲	-	۰/۰۷	-۰/۱۷
	LELECT	۳۹	۱۳۷۲	۷	۰/۵۹	۰/۰۰۴	-	-۰/۰۷	۰/۸۷
MODEL (C)	LRGDP	۳۹	۱۳۷۰	۵	۱۰/۶۲	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۰۲	۰/۱۱
	LELECT	۳۹	۱۳۶۸	۷	۱/۲۶	۰/۰۳	۰/۰۴	-۰/۰۱	۰/۴۶

توضیح: T حجم نمونه، $\mathbf{T_b}$ سال شکست ساختاری، *Lag* مقدار وقفه بهینه که بر اساس معیار *SBC* انتخاب شده است.

با توجه به تعیین سال شکست در مدل‌های سه‌گانه، می‌توان از آزمون ریشه واحد پرون به شکل تعمیم یافته برای بررسی ایستایی متغیرهای سری زمانی استفاده کرد. نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه شده‌است.

جدول(۵): نتایج آزمون ریشه واحد پرون تعمیم یافته

متغیر	آماره t مدل C	مرتبه انباشتگی مدل C	آماره t مدل B	مرتبه انباشتگی مدل B	آماره t مدل A	مرتبه انباشتگی مدل A
LRGDP	-۱/۱۸	I(1)	-۳/۴۴	I(1)	-۳/۷۳	I(0)
مقادیر بحرانی پرون(۵٪)	-۴/۱۸		-۳/۹۵		-۳/۷۲	
LELECT	-۰/۹۵	I(1)	-۰/۰۹۱	I(1)	-۲۵/۷۵	I(0)
مقادیر بحرانی پرون(۵٪)	-۴/۲۴		-۳/۸۲		-۳/۶۸	

نتایج جدول نشان می دهد که بر اساس الگوی C، متغیر لگاریتم مصرف برق شکست ساختاری در سال ۱۳۶۸ و لگاریتم تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۷۰ دچار شکست ساختاری شده است[۲]. این امر می‌تواند به دلیل رشد اقتصادی بالا در سال‌های پس از خاتمه جنگ و شروع برنامه‌های توسعه اقتصادی -اجتماعی کشور باشد. هرچند می‌توان استدلال کرد که رشد اقتصادی تحت تأثیر رشد عوامل متعددی از قبیل رشد سرمایه، رشد نیروی کار،رشد بهره‌وری و رشد مصرف انرژی قرار گرفته و هر گونه شکست در این عوامل می‌تواند آثار خود را با وقفه زمانی بر رشد اقتصادی نشان دهد کما اینکه بر اساس یافته‌های جدول (۴) شکست ساختاری رشد اقتصادی با دو سال وقفه پس از شکست ساختاری مصرف برق رخ داده است

۱. برای تعیین حداکثر وقفه مورد استفاده در آزمون‌های ریشه واحد از فرمول پیشنهادی بدین شرح استفاده شده است $\max Lag=(12(\frac{T}{100})^{0.25})$ که در آن T نشان‌دهنده تعداد مشاهدات می‌باشد (Hayashi,۲۰۰۰:۵۹۴).

۲. 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.

۳-۴- نتایج آزمون همجمعی

۳-۴-۱- نتایج آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس

در رابطه با این آزمون‌ها، وقتی فرضیه صفر وجود r 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) مندرج در پیوست، این آزمون بر طبق آماره حداکثر مقادیر ویژه برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مصرف کل برق نشان‌دهنده وجود یک بردار همگرایی یا وجود رابطه بلند مدت در سطح ۵ درصد و بر طبق آماره اثر در سطح ۱۰ درصد یک بردار همگرایی یا رابطه بلند مدت وجود دارد.

۳-۴-۲- نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن

الف- تخمین نقطه شکستگی: پیش آزمون گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)

به منظور تعیین نقطه شکستگی، همچون آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز، ۱۵ درصد مشاهدات ابتدایی و انتهایی را کنار گذاشته و برای سایر 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 (۷) پیوست ارائه شده‌است. از نتایج مندرج در جدول ملاحظه می‌شود که بر اساس الگوی (*C*) (الگوی تغییر در سطح) سال 1360، بر اساس الگوی (C/T) (الگوی تغییر در سطح به همراه روند) سال ۱۳۶۹ و بر اساس الگوی (C/S) (الگوی تغییر رژیم یا تغییر جهت ساختاری) سال ۱۳۶۴ سال شکست ساختاری در این الگوهاست.

ب- نتایج آزمون گریگوری - هانسن (۱۹۹۶)

در جدول (۸) آماره‌های آزمون تغییر یافته $\mathbf{Z_\alpha}$ و $\mathbf{Z_t}$ پیشنهادی فیلیپس (۱۹۷۸) ارائه شده است. در الگوهای رگرسیونی فرض بر این است که مقدار ثابت و ضریب شیب ثبات زمانی دارند. گریگوری - هانسن (۱۹۹۶) 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 ثبات زمانی نداشته باشد.

با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان استدلال کرد که در رابطه بین LRGDP و LELECT با توجه به الگوهای (*C*) ، (C/T) و (C/S) ، در سال ۱۳۶۹ تغییر جهت ساختاری رخ داده است. خلاصه نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن به شرح جدول (۹) است.

جدول (۸): نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن برای متغیرهای LRGDP و LELECT

الگوها	(C)		(C/T)		(C/S)	
سال	α	t	α	t	α	t
۱۳۵۴	-۱۱۹۸۰/۳	-۰/۲۵	-۱۱۳۷۶/۸	-۰/۲۷	-۱۱۲۳۳/۵	-۰/۳۰
۱۳۵۵	-۱۱۴۶۴/۷	-۰/۳۲	-۱۳۲۰۱/۸	-۰/۳۲	-۱۴۵۲۸	-۰/۳۲
۱۳۵۶	-۹۱۶۱/۵	-۰/۱۹	-۸۵۹۳/۷	-۰/۲۰	-۷۴۵۶/۹	-۰/۱۸
۱۳۵۷	-۹۲۷۰/۱	-۰/۱۹	-۸۵۸۶/۱	-۰/۲۰	-۵۴۲۸/۵	-۰/۱۲
۱۳۵۸	-۸۴۵۲/۸	-۰/۲۰	-۷۲۲۵/۷	-۰/۲۰	-۷۴۱۱/۲	-۰/۱۸
۱۳۵۹	-۱۳۶۰۱/۹	-۰/۲۵	-۱۳۵۸۸/۴	-۰/۲۶	-۱۴۹۶۵/۹	-۰/۲۷
۱۳۶۰	-۱۱۲۳۰/۲	-۰/۲۵	-۱۱۱۸۲/۳	-۰/۲۵	-۱۳۷۹۰/۵	-۰/۳۰
۱۳۶۱	-۹۶۹۸/۷	-۰/۲۴	-۹۳۶۰/۳	-۰/۲۳	-۱۳۳۱۹/۴	-۰/۳۱
۱۳۶۲	-۹۹۴۷/۷	-۰/۲۳	-۹۹۲۰/۲	-۰/۲۳	-۱۳۹۶۶/۱	-۰/۳۱
۱۳۶۳	-۱۰۵۵۹/۹	-۰/۲۲	-۱۰۷۶۴/۵	-۰/۲۳	-۱۴۷۹۵/۹	-۰/۳۲
۱۳۶۴	-۱۰۴۲۲/۵	-۰/۲۲	-۱۰۷۵۱/۴	-۰/۲۵	-۱۴۷۴۱/۵	-۰/۳۳
۱۳۶۵	-۱۰۶۰۷/۲	-۰/۲۲	-۱۱۱۳۱	-۰/۲۵	-۱۵۶۴۴/۲	-۰/۳۵
۱۳۶۶	-۱۰۵۶۳/۳	-۰/۲۲	-۱۰۷۲۰/۷	-۰/۲۵	-۱۶۲۹۹/۵	-۰/۳۶
۱۳۶۷	-۱۱۰۱۷/۱	-۰/۲۴	-۱۰۷۶۸/۳	-۰/۲۶	-۱۶۹۹۷/۹	-۰/۳۵
۱۳۶۸	-۱۲۷۵۳/۴	-۰/۲۷	-۱۲۱۰۵/۳	-۰/۲۸	-۱۶۲۹۹/۵	-۰/۳۴
۱۳۶۹	-۱۵۱۲۸/۸	-۰/۳۳	-۱۴۲۶۳/۸	-۰/۳۳	-۱۷۱۱۸/۵	-۰/۳۷
۱۳۷۰	-۱۳۶۹۲/۲	-۰/۳۳	-۱۴۲۱۳/۳	-۰/۳۳	۱۴۵۵۵/۹	-۰/۳۵
۱۳۷۱	-۱۱۸۲۶/۶	-۰/۳۱	-۱۲۲۶۲/۷	-۰/۳۱	-۱۳۲۷۹/۱	-۰/۳۲
۱۳۷۲	-۱۱۹۲۱/۴	-۰/۲۹	-۱۲۰۲۸/۳	-۰/۲۹	-۱۳۱۴۱/۵	-۰/۳۰
۱۳۷۳	-۱۱۷۴۷/۱	-۰/۲۸	-۱۱۵۵۷/۱	-۰/۲۷	-۱۲۶۶۲/۳	-۰/۲۸
۱۳۷۴	-۱۱۸۲۸/۴	-۰/۲۷	-۱۱۸۸۴/۷	-۰/۲۶	-۱۲۳۹۶/۴	-۰/۲۷
۱۳۷۵	-۱۱۶۳۵/۹	-۰/۲۶	-۱۱۵۵۹/۷	-۰/۲۵	-۱۱۲۶۴/۹	-۰/۲۶
۱۳۷۶	-۱۰۸۰۴	-۰/۲۴	-۱۰۸۷۵/۹	-۰/۲۵	-۱۰۸۷۶/۳	-۰/۲۵

جدول (۹): خلاصه نتایج آزمون همجمعی گریگوری - هانسن
برای متغیرهای LRGDP و LELECT

	MODEL	ADF^*	سال شکست	Z_α^*	سال شکست	Z_t^*	سال شکست
(LRGDP ,LELECT)	C	-۴/۰۱۷	۱۳۶۰	-۱۵۱۲۸/۸	۱۳۶۹	-۰/۳۳	۱۳۶۹
	C/T	-۳/۵۸۱	۱۳۶۹	-۱۴۲۶۳/۸	۱۳۶۹	-۰/۳۳	۱۳۶۹
	C/S	-۶/۲۲۲	۱۳۶۴	-۱۷۱۱۸/۵	۱۳۶۹	-۰/۳۷	۱۳۶۹

فرضیه صفر آزمون همجمعی گریگوری – هانسن دلالت بر عدم وجود همگرایی یا وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهاست مقادیر بحرانی مربوط به آزمون همجمعی گریگوری – هانسن در پیوست انتهای مقاله ارائه شده‌است.

آماره α^* به دلیل رد فرضیه صفر در سطوح اطمینان ۱٪ و ۵٪ بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات‌رژیمی رابطه تعادلی بلند مدت بین مصرف کل برق و رشد اقتصادی وجود دارد.

آماره t^* به دلیل عدم‌رد فرضیه صفردر سطوح اطمینان ۱٪ و ۵٪ بیان می‌کند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی رابطه تعادلی بلند مدت بین مصرف کل برق و رشد اقتصادی وجود ندارد.

آماره * ـــــــ نیز در الگوی (C) و (C/T) برای مصرف کل برق و رشد اقتصادی نشانگر عدم وجود رابطه تعادلی بلند مدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی است ولی در الگوی (C/S) برای هرجفت از متغیرها در سطوح تعادلی ۵٪ و ۱٪ نشانگر وجود رابطه تعادلی بلند مدت با در نظر گرفتن شکست ساختاری و تغییرات رژیمی است.

۴-۴-۳- نتایج آزمون هم انباشتگی انگل -گرنجر

در قسمت قبلی سال‌های مربوط به شکست ساختاری به صورت درونزا محاسبه شدند بنابراین می‌توان از همین سال‌ها در آزمون هم انباشتگی انگل –گرنجر نیز استفاده کرد. ضرایب بلند مدت این آزمون در جدول (۱۰) ارائه شده است.

جدول (۱۰): نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل -گرنجر

با در نظر گرفتن شکست ساختاری		بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری			
نتایج آزمون ریشه واحد پسماندهای الگوها	ضرایب(کششها)	نتایج آزمون ریشه واحد پسماندهای الگوها	ضرایب(کششها)	متغیرها	الگوها
I(0),ADF= –۴/۰۱	۰/۳۶ pv (۰/۰۰۰۰)	I(1),ADF= –۱/۶۰۸	۰/۱۶ pv(۰/۰۰۰۹)	(LRGDP,LELE) سال شکست ساختاری (۱۳۶۰)	(C)
I(0),ADF= –۴/۴۸	۱/۵۱ pv (۰/۰۰۰۶)	I(1),ADF= –۱/۶۰۸	۰/۱۶ pv(۰/۰۰۰۹)	(LRGDP,LELE) سال شکست ساختاری (۱۳۶۹)	(C/T)
I(0),ADF= –۴/۰۲	۱/۲۳ pv (۰/۰۰۳۱)	I(1),ADF= –۱/۶۰۸	۰/۱۶ pv(۰/۰۰۰۹)	(LRGDP,LELE) سال شکست ساختاری (۱۳۶۴)	(C/S)

نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل –گرنجر نشان می‌دهد که بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری نتایج برای هر سه الگو یکسان بوده و نشانگر رابطه مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی است ولی رابطه بلند مدت بین آن‌ها وجود ندارد. ولیکن با ملحوظ نمودن شکست ساختاری در الگوها، علاوه بر اینکه در هر سه الگو بین این دو متغیر رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد، در هر سه الگورابطه بلند مدت نیز وجود دارد. از نتایج این آزمون مستفاد می‌شود که کشش انرژی نسبت به رشد اقتصادی بدون شکست ساختاری و با شکست ساختاری در الگوهای مختلف، متفاوت است.

با مقایسه آزمون‌های همجمعی جوهانسن – جوسیلیوس، آزمون همجمعی گریگوری – هانسن و آزمون هم‌انباشتگی 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.

جدول (۱۱): مقایسه آزمون‌های همجمعی گریگوری – هانسن، جوهانسن – جوسیلیوس و انگل –گرنجر

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

نتیجه‌گیری

در اکثر مطالعات انجام یافته در اقتصاد ایران در بررسی روابط بلند مدت بین متغیرها به مسئله شکست ساختاری در داده‌ها و الگوها توجه نشده است. و در موارد معدود نیز، نقاط شکستگی به صورت برونزا فرض شده است. در این مقاله رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی در ایران با در نظر گرفتن تغییر جهت‌های ساختاری (عوامل برونزای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی و تغییر الگوی مصرف انرژی و مصرف برق) مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، رابطه بین این دو، با توجه به روابط اقتصادسنجی مربوط به شکست‌های ساختاری که روابط بلند مدت را تحت تأثیر قرار می‌دهند برآورد شدند. این مقاله با این ویژگی‌ها متمایز از سایر مطالعات موجود در اقتصاد ایران است.

بررسی متغیر لگاریتم مصرف کل برق و لگاریتم تولید ناخالص داخلی در قالب الگوی تغییر در عرض از مبدأ و الگوی تغییر در عرض از مبدأ و روند آزمون ریشه واحد دیکی – فولر نشان داد که این متغیرها در همه سطوح معنی‌داری ناپایاست. پایایی این متغیرها با استفاده از آزمون ریشه

واحد پرون برای سال‌های شکست ساختاری برای این متغیر (که به کمک آزمون ریشه واحد زیوت – اندریوز بدست آمده بود) بررسی شد و مشاهده گردید که این متغیرها چه با لحاظ شکست ساختاری و چه بدون لحاظ آن، ناپایا بوده و بنابراین I(1) می‌باشند.

در ادامه برای اثبات وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها از آزمون همجمعی‌گریگوری – هانسن استفاده شد در نهایت نتایج حاصل از این آزمون، وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها را با در نظر گرفتن شکست ساختاری تأیید کرد. با استفاده از این آزمون تأئید شد که آماره‌های α^* و $\overline{\quad}^*$ در الگوی (C/S) نشانگر وجود رابطه بلند مدت بین مصرف کل برق و رشد اقتصادی با ملحوظ نمودن شکست ساختاری است، آماره α^* برای هر سه الگو نشان داد که سال ۱۳۶۹ سال شکست ساختاری است و همچنین آماره $\overline{\quad}^*$ نیز برای الگوی (C/S) نشان داد که سال ۱۳۶۴ سال شکست ساختاری است. این روابط همچنین با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی 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.

در جهان امروز، انسان بیش از پیش وابسته به انرژی و مخصوصاً انرژی الکتریسیته شده است. بیراه نخواهد بود اگر بگوییم زیر بنای تمام تحولات عظیمی که قرن جدید را ساخته و پرداخته و آن را آراسته‌اند، انرژی الکتریسیته است. ساخت تجهیزات پیشرفته نیروگاهی و ساخت انواع و اقسام کالاها و ارائه خدمات مورد نیاز این صنعت در داخل از جمله اقداماتی است که دست به دست هم داده تا صنعت برق در ایران شکوفا و پویا شود. افزایش مصرف حامل‌های انرژی می‌تواند موجبات رشد بخش‌های اقتصادی را فراهم نماید، از طرف دیگر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی کشور نیز موجب رشد افزایش مصرف حامل‌های انرژی می‌شود، و از این رو ضرورت آینده‌نگری تأمین نیازهای بخش‌های اقتصادی به حامل‌های انرژی آشکار می‌گردد. سیاست‌های تحدید در مصرف انرژی که با هدف بهبود کارایی اقتصاد صورت می‌پذیرد، می‌توانند بدون اینکه مانع رشد اقتصادی شوند اجراء گردند.

مهمترین توصیه سیاستی تحقیق مبنی بر اثرات وجود شکست ساختاری بر رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی این است که عدم توجه به شکست‌های ساختاری می‌تواند منجر به یک استنباط جعلی از روابط بین متغیرها شود و از این رو ممکن است هرگونه سیاست‌گذاری مبتنی بر یافته‌های تجربی (بدون لحاظ شکست ساختاری) منجر به نتایج غیر قابل انتظار شده و در نتیجه مسئولین و سیاست‌گذاران اقتصادی را در تحقق اهداف با مشکل روبرو سازد.

منابع

الف- فارسی

۱- آرمن، سیدعزیز و زارع، روح ا... ، **بررسی رابطهٔ علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱ - ۱۳۴۶**، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۴، ش ۲۴.

۲- بهبودی، داود، متفکرآزاد، محمد علی، خلیل‌پور، افشین، **بررسی رابطه تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران طی دوره** (۱۳۸۳ - ۱۳۴۶)، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، سال ششم، ۱۳۸۶، ش ۲۲.

۳- خلیل‌پور، افشین، **بررسی رابطهٔ مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳ - ۱۳۴۶)**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز، ۱۳۸۵.

۴- صمدی، علی حسین، **تأثیر صادرات محصولات کشاورزی و صنعتی بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۴۲ - ۱۳۷۶)**، مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال نهم، ۱۳۸۰، ش ۳۳.

۵- صمدی، علی حسین (۱۳۷۹)، **گسترش مالی و رشد اقتصادی: آزمون‌های ریشه واحد و همگرایی در حضور تغییر جهت‌های ساختاری شواهد تجربی از اقتصاد ایران (۱۳۳۸ - ۱۳۷۴)**، مجله برنامه و بودجه، ۱۳۷۹، ش ۵۸ و ۵۹.

۶- صمدی، علی حسین، حقیقت، علی و امین‌زاده، کاظم، **تورم، بهره‌وری و شکست ساختاری؛ شواهد تجربی از اقتصاد ایران**(۱۳۳۸ - ۱۳۸۰)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، ۱۳۸۴، ش ۲۷.

۷- نوفرستی، محمد، ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران***، انتشارات موسسهٔ رسا، چاپ اول، ۱۳۷۸.

۸- وزارت نیرو، معاونت انرژی، **ترازنامهٔ انرژی سال ۱۳۸۴**.

ب- لاتین

9- Altinay, G. and Karagol, E**, Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey**, Energy Economics, 2004, No.26, PP.985-994.

10- Altinay, G. and Karagol, E, **Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey**, Energy Economics, 2005, No.27, PP.849-856.

11- Chen, Sheng-Tung & Kuo, Hsiao-I & Chen, Chi-Chung, **The relationship between GDP and electricity consumption in 10 Asian countries**, Energy Policy, 2007, No 35, PP. 2611-2621.

12- Douglas, R.B, ***On the Macroeconomic Effects of Energy. Resource and energy***. Vol.13, 1991, No.2, P.148.

13- Ghosh, Sajal, **Electricity consumption and economic growth in India**, Energy economics, 2006, No 30, PP. 125-129.

14- Gregory, A. and Hansen, B, **Residual-based tests for co integration in models with regime shifts**, Journal of Econometrics 70, 1996, 99-126.
15- Hansen, B.E, **Tests for parameter instability in regressions with I (1) processes**. Journal of Business and Economic Statistics 10, 1992, 321-336.
16- Hayashi, Fumio, ***Econometrics***, Princeton: Princeton Univ. Press, 2000.
17- Hoonu, Seung, **Energy consumption and economic growth evidence from Korea**, Energy Policy, 2005, No 33, PP. 1627-1632.
18- Johansen, S., Juselius, K, **Some structural hypotheses in a multivariate co integration analysis of purchasing power parity and uncovered interest parity for the UK,** Journal of Econometrics 53, 1992, pp 211-244.
19- Lee, Ch. And Chang Ch, **Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan**, Energy Economics, 2005,No.27, 857-872.
20- Mozumder, Pallab & Marathe, Achla, **Causality relationship between electricity consumption and GDP in Bangladesh**, Energy Policy, 2007, 395-402.
21- Narayan, Paresh Kumar & Singh, Baljeet, **The electricity consumption and GDP nexus for the Fiji Island**, Energy economics, 2006, Volume 29, Issue 6, Pages 1141-1150.
22- Perron, P, **Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables**, Journal of Econometrics 80, 1997, 355-385.
23- Perron, P, **The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis**. Econometrica 57, 1989, 1361-1401.
24- Phillips, P., Perron, P, **Testing for a unit root in time series regression**, Biometric 75, 1988, 335-346.
25- Squalli, Jan, **Electricity consumption and economic growth: Bounds and causality analyses of OPEC members**, Energy economics, 2006.
26- Wolde-Rufael, Y, **Energy Demand and Economic Growth: The African Experience**, Journal of policy Modeling, 2005, No.27, 891-903.
27- Yoo, S.H, **Causal between electricity consumption and economic growth in Asean countries**, Energy Policy, 2006, 3573-3582
28- Yuan, Jiahai & Zhao,Changhong & Zhao, Shunkun Yu & Hu Zhaoguang, **Electricity consumption and economic growth in China: Cointegration and co- feature analysis**, Energy economics, 2007, Volume 29, Issue 6, 1179-1191
29- Zivot, E., Andrews, D, **Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis**, Journal of Business and Economic Statistics 10, 1992, 936-954.

پیوست:

جدول(۶): نتایج آزمون همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس

Model	λ_{max}		*Trace*	
	r=0	*r=1*	*r=0*	*r=1*
(LRGDP , LELECT)	۱۵/۱۳	۱/۷۱	۱۶/۸۴	۱/۷۱
مقادیر بحرانی ٪۵	۱۴/۸۸	۸/۰۷	۱۷/۸۶	۸/۰۷
مقادیر بحرانی ٪۱۰	۱۲/۹۸	۶/۵۰	۱۵/۷۵	۶/۵۰

جدول (۷): نتایج پیش آزمون گریگوری – هانسن برای متغیرهای *LRGDP* و *LELECT*

سال	ADF(C)	ADF(C/T)	ADF(C/S)
۱۳۵۴	-۲/۴۱۸	-۳/۱۱۱	-۲/۰۲۵
۱۳۵۵	-۲/۱۸۲	-۲/۹۸۶	-۲/۰۷۳
۱۳۵۶	-۲/۸۱۷	-۳/۴۴۲	-۲/۰۸۵
۱۳۵۷	-۲/۲۷۳	-۳/۲۶۲	-۲/۰۸۸
۱۳۵۸	-۲/۵۸۱	-۲/۹۵۳	-۲/۶۴۶
۱۳۵۹	-۲/۲۸۳	-۲/۳۷۹	-۲/۲۶۹
۱۳۶۰	-۴/۰۱۷	-۲/۲۴۸	-۳/۶۳۳
۱۳۶۱	**-۳/۰۹۱**	-۲/۷۵۷	-۳/۸۴۹
۱۳۶۲	-۲/۷۹۳	-۲/۷۶۵	-۳/۹۹۴
۱۳۶۳	-۱/۲۲۴	-۱/۴۰۱	-۴/۶۹۵
۱۳۶۴	-۱/۴۸۰	-۲/۴۷۲	-۶/۲۲۲
۱۳۶۵	-۲/۰۹۷	-۲/۸۸۰	**-۵/۴۲۴**
۱۳۶۶	-۲/۰۴۵	-۲/۷۸۴	-۴/۳۷۹
۱۳۶۷	-۲/۲۱۹	-۲/۹۵۵	-۴/۳۸۰
۱۳۶۸	-۲/۴۷۰	-۳/۱۸۴	-۴/۳۸۱
۱۳۶۹	-۲/۰۶۷	-۳/۵۸۱	-۵/۰۵۵
۱۳۷۰	-۳/۸۸۵	**-۲/۴۸۰**	-۵/۵۳۱
۱۳۷۱	-۳/۸۷۶	-۳/۰۹۷	-۴/۱۵۶
۱۳۷۲	-۳/۶۵۳	-۳/۱۶۱	-۳/۷۴۲
۱۳۷۳	-۳/۲۰۸	-۲/۱۷۰	-۳/۱۷۸
۱۳۷۴	-۲/۸۲۲	-۱/۹۰۲	-۲/۹۲۹
۱۳۷۵	-۲/۶۰۶	-۲/۴۱۴	-۲/۸۷۸
۱۳۷۶	-۲/۳۷۶	-۲/۵۱۴	-۲/۷۳۱
۱۳۷۷	-۲/۶۳۱	-۳/۰۰۶	---

مقادیر بحرانی مربوط به آزمون همجمعی گریگوری – هانسن

Critical Values		
Model [Significance Level]	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

By: Hosien Asgharpour
Davood Behbudi
Mohammad Hasan Qazvinian

The electricity power plays an important role in economic activities, industrialization. The improvement in electricity consumption per capita indicates that economic growth, development and social welfare utilized stable growth in economy.

According to new econometrics topics, existence of structural breaks and regime shifts can affect the results of macroeconomics variables relationships and neglect of such factor may lead to an unreliable and misleading findings. Therefore, considering structural breaks and regime shifts in examination of the empirical relationship between electricity consumption and economic growth is a necessity.

In this paper an attempt has been made to study the relationship between electricity consumption and economic growth with an emphasis on structural breaks over the period of 1967 to 2005. To achieve this, Zivot & Andrews unit root test is performed to determine the structural shifts endogenously. Also, Gregory-Hansen co-integration test is carried out to study the long-run relationship between electricity consumption and economic growth with an emphasis on structural breaks. The findings suggest that given the structural break, there is a positive long-run relationship between electricity consumption and economic growth

Economic Growth, Elasticity, Consumption

Gregory-Hansen Cointegration Test, Structural Breaks, Zivot – Andrews Unit Root Tests.

C32, C52, Q43

Trade Openness, Mixed and M... C...

Neoclassical Growth Model, Convergence-Growth Model, Factor Price Equalization, D8, Panel Model.

F43, O47, F11, F15

By: Lotf Ali Agheli
Mahdieh Rezagholizadeh
Mohamad Rezaeipuor

The identification of the effects of fiscal policies chocks on macroeconomic variables is of special importance. In this paper, the effects of fiscal policies arising from increased real expenditure and government tax incomes, on real consumption of private sector in Iran has been studied using auto-regressive distributed lags (ARDL) and applying 1971-2006 time series data for estimating the model. The estimated results show short-run and long-run relationships among fiscal policies and real consumption of private sector in economic recession & boom periods. On the other hand, positive fiscal shocks of government expenditure affect positively real consumption of private sector in both recession and boom period.

However negative fiscal shocks resulting from increased government tax incomes have opposite impact on real consumption of private sector in different economic positions.

Real Consumption of Private Sector, Negative &

Positive Fiscal Shocks, Economic Recession & Boom, Auto-Regressive Distributed Lags Model (ARDL).

E62, C32

By: Saeed Rasekhi
Omid Ranjbar

One of the main questions faced by economic theories is that whether it is possible to decrease income gap between rich and poor countries. This question relates to the oldest and most noisy subjects in economics, which is income convergence hypothesis. This is predicted by economic growth models and Factor Price Equalization (FPE) proposition. In the context of its standard assumptions specially decreasing return to capital, neoclassical growth model predicts that less developed countries grow faster than developed ones and are able to decrease the gap between developed countries and themselves. Also, based on FPE proposition, free trade equalizes factor price and thus per capita income. In addition, in the framework of endogenous growth model, trade may result in growth acceleration through increasing the rate of technology transfer and diffusion and innovation.

Few studies have been done with regard to the role of international trade in income convergence. Based on some of these studies, lower-income economies benefit more from international trade than higher-income economies, which conclude that international trade causes income convergence. Based on some other studies, international trade increases income gap between rich and poor countries. In sum, there is no strong result in line with theoretical and empirical effect of trade openness on income convergence.

Present paper examines trade openness impact on the speed of convergence for D8 members by using powerful panel data technique during time 1975-2004. Results indicate that trade openness has significant and positive effect on speed of convergence among D8 members. Based on the results of this paper, it seems that D8 members decrease income gap between themselves by developing mutual trade. Furthermore, based on the results obtained, physical and human capitals have positive and significant effect on economic growth of considered countries.

By: Seyed Komail Tayebi
Zahra Zamani

Outsourcing has become a widespread phenomenon of globalization in recent decades, while it is quite applicable to promote productivity of large industries. On the other hand, foreign direct investment (FDI) and its spillovers have been also recognized widely as a growth factor in investment. FDI not only provides capital but also introduces advanced technology that can improve the factor productivity of the host countries. In addition, trade openness can improve competitive characteristics so that they have positive effect on total factor productivity (TFP), particularly in developing countries.

The objective of this research is to explore the main determinants of TFP, and particularly to know how FDI spillovers, R&D expenditures and international outsourcing affect TFP in the selected East and West Asian countries. Accordingly, a panel TFP regression model is estimated using data of the considered countries over the period 1996-2005.

The implication of the study is in fact a plan for integration between two Asian blocks (East and West) through enhancing trade relations.

Total Factor Productivity, International Outsourcing, FDI Spillovers, R&D Expenditures, East West Asia.

D24, O31, O49

from the present value of all its future cash flows or dividends that is based on reflections and reactions. These reactions to price rising cause to increase investors intentions, demands and finally leads to stock price increase.

In this article the existence of rational bubbles will be examined in Tehran Stock Exchange weekly, monthly and seasonal data over the period 2000-2007 using three tests including Unit Root, Co-integration and Fractional Integration. By using these three tests, the existence of rational bubbles in Tehran Stock Exchange will not be rejected.

ARFIMA, Rational Bubble, M[illegible] P[illegible]

C11

By: Hosain Sadeghi
Seyed Hadi Makhzan Mousavi

Schools that have moral approach have a common point of view about Justice and all demand equality, systematizing their programs on this basis. The first step in operating and objective modelizing of this sense is this question “Justice in what?” In this research, an indicator is proposed that it puts various views of Justice in order and make a unit criterion to measure the scale of Justice, on the basis of descriptive analytic method. However, human life is divided into two main parts; before the act of producing called “capabilities” and after the act of producing called “distribution”. In this research, human development as a feature of the state of Justice, poverty as an indicator of Justice in consumption and inequality of income as a determinant of equitable distribution of income have been used. Fuzzy Logic has been applied to use indicators mentioned above and in order to make an index for Justice. In three scenarios, with MATLAB software, this result has been obtained: From 1988 to 2005, the general course of the Iranian economy has negligently improved Justice.

Justice Index, Human Development Index,
Inequality Measurements, Poverty Index, Fuzzy Logic.
C02, I30

By: Shapour Mohammadi,
Mohamad Ali Khojasteh

Deviation of financial markets behavior in reality from which the Efficient Market Hypothesis suggests is a serious challenge. This fact is led to emerging of new fields in economics, like behavioral economics/finance and recently Econophysics/finance. These new fields aim to provide new ways of thinking about financial time series as the result of human factors and idealized rationality. They may shed some light on the inner workings of the market. In this study, we want to improve optimizing portfolio selection through denoising the empirical covariance matrix by using Random Matrix Theory.

We extract stable relations of stocks from empirical covariance matrix and compare the results of optimized portfolios in noisy and denoised states.

We use daily returns of 70 stocks of Tehran Stock Exchange from March-2004 to May-2008. We show that denoised data significantly reduces the real risk of optimized portfolios and is beneficial for risk management and we recommend it to portfolio managers and financial analysts in real market.

Portfolio Optimization, Noisy, Denoising, Stock
Covariance Matrix, Risk Management, Random Matrix Theory.

G11, G14, G17, C61

By: Mahmood Yahyazadehfar
Vahid Taghinezhad Omran
Siavash Alipour

Price bubbles are one of the factors that affect stock price and its volatilities. The term bubble in the stock market suggests a possible deviation of the stock price from the fundamental price, proxied

By: Asadollah Farzinvash
S. Jamaledin M. Zonouzi

The purpose of this paper is to analyze the importance of assets prices in monetary transmission mechanism of Iran. This analysis is based on the Structural VAR class of models, which allow assessing the importance of assets prices by comparing the SVAR models (with asset prices and without asset prices). In fact the difference of these two SVAR models (7 & 10 Variables), shows the importance of assets prices in monetary transmission mechanism of Iran. Assets prices include housing prices, stock prices, exchange rates (1$=? Rials) and gold (coin) prices in period of 1989/Q2-2007/Q1.

According the results, by adding assets prices (housing prices, stock prices, and gold prices) to the SVAR model, the effect of monetary policy shocks (liquidity shock) on output (GNP) fluctuations does not change significantly. Therefore, this work does not find any evidence on importance of the balance sheet channel (of credit view) in monetary transmission mechanism of Iran.

The results show that the expansionary monetary policy (real liquidity) shocks has a significant effect on stock prices, housing prices and exchange rates. The gold prices are more affected by dollar prices fluctuations. Housing prices, gold prices, and exchange rates explain 20 percent of output fluctuations, but stock prices do not explain output fluctuations significantly. Therefore, exchange rate, housing prices, and gold prices have important role in transferring monetary shocks to output fluctuations respectively.

Monetary Transmission, Asset Prices, Structural VAR Approach, Stock Prices, Housing Prices, Gold Prices, Exchange Rate.

E40, E52, C32