مجلهٔ دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال پانزدهم، شمارهٔ ۲۵، زمستان ۱۳۸۷

بررسی رابطه علّی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف الکتریسیته با استفاده از روش تودا و یاماموتو در ایران (۱۹۶۷-۲۰۰۶)

محمد حسن فطرس*
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
حامد منصوری، مجید شعبانی
کارشناسان ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان

چکیده:

با توجه به ارتباط نزدیک بین مصرف انرژی از جمله انرژی الکتریسیته و رشد اقتصادی در جهان، تعیین کمّ و کیف رابطه بین مصرف انرژی الکتریسیته و رشد اقتصادی در ایران می‌تواند در تبیین سیاست‌های بخش انرژی کشور کمک مؤثری بنماید. این مقاله به بررسی وجود رابطه علّیت گرنجری بین انرژی الکتریسیته و تولید ناخالص داخلی در ایران طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۶۷ می‌پردازد و چگونگی آن را تشریح می‌کند. بدین منظور، ابتدا به بررسی مانایی متغیرهای مصرف الکتریسیته و رشد تولید ناخالص داخلی با استفاده از آزمون‌های دیکی‌فولر و فیلیپس پرون می‌پردازیم. سپس، از روش تودا و یاماموتو رابطهٔ علّی بین آنها آزمون می‌شود. نتایج بدست آمده، نشان می‌دهد که در ایران رشد اقتصادی مقدم بر مصرف انرژی الکتریسیته است. بنابراین، می‌توان بدون کاستن از رشد اقتصادی، سیاست صرفه‌جویی را در زمینه این نوع انرژی دنبال کرد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، مصرف الکتریسیته، ایران، روش تودا- یاماموتو

طبقه‌بندی JEL: C22, Q43

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

* (نویسنده مسئول) fotros@basu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۸۷/۴/۱۷ تاریخ پذیرش: ۸۷/۸/۱۹

A Study of Causality Relationship between GDP and Electricity Consumption in Iran during the Period 1967-2006 by Toda-Yamamoto Test

Mohammad Hasan Fotros
Associate Professor of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
Hamed Mansoori, Majed Shabani
MS of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

Considering the close relationship between energy (including electricity) consumption and economic growth in the world economy the determination of the quantity and the quality of such a relationship within the Iranian economy could be helpful for the conception and definition of the electricity sector's policies. This article investigates the existence of Granger's Causality relationship between electricity consumption and GDP of Iran during 1967-2006 and tries to determine the direction of this causality. For this purpose, we firstly survey the stationarity of electricity and GDP variables. Then, using the Toda-Yamamoto Method, we test the causality relationship between these two variables. According to the results, we can advance that in Iran the economic growth is prior to electricity consumption. So, the electricity reduction policy could be followed without any difficulty for economic growth.

Keywords: Economic Growth, Electricity consumption, Iran, Toda-Yamamoto

JEL: Q43, C22

مقدمه

تئوری‌های اقتصادی به طور صریح چگونگی ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را بیان نمی‌کنند. از این روی، تحقیقات در این مورد، یکی از جذاب‌ترین موضوعات ادبیات اقتصاد انرژی در دو دههٔ اخیر بوده است. از سوی دیگر، با وجود اینکه مصرف الکتریسیته شاخص منحصر به فرد تولید ثروت و رشد اقتصادی نیست، اما چون به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه اقتصادی اجتماعی به شمار می‌رود بنابراین، موضوع مهم تحقیق و بررسی پژوهشگران این حوزه است. بعد از کار اولیه کرافت و کرافت (Kraft and Kraft, 1978) بسیاری از مطالعات، ارتباط علّی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را مورد تحقیق قرار داده‌اند. برای مثال، فرگوسن و سایرین (Ferguson and et al, 2000) همبستگی بین مصرف الکتریسیته و توسعه اقتصادی را در

بیش از ۱۰۰ کشور تجزیه و تحلیل کرده‌اند؛ آنها دریافتند به طور کلی در سطح اقتصاد جهانی، همبستگی قوی‌ای بین استفاده از الکتریسیته و خلق ثروت وجود دارد.

از آنجا که تجزیه و تحلیل همبستگی، علّیت را در بر نمی‌گیرد، مطالعات اخیر، از جمله؛ گاش (Ghosh,2002)، شیو و لَم (Shiu and Lam,2004)، موریتومو و هُپ (Moritomo and Hope2004)، جام (Jumbe,2004)، ولد – رافائل (Wolde-Rufael,2004)، نارایان و اسمیت (Narayan and Smyth,2005) و یو (Yoo,2005)، بر روی رابطه علّی بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی برای چندین کشور در حال توسعه متمرکز شده‌اند. این نوع اطلاعات برای سیاست‌گذاری در بخش انرژی می‌تواند مفید واقع شود. با توجه به نکات بیان شده، هدف مقاله حاضر تبیین این مسئله است که آیا دنبال کردن سیاست‌های کاهش مصرف انرژی الکتریکی که در حال حاضر از طرف مسئولین کشور در پیش گرفته شده، از نظر رشد و سیاست اقتصادی سیاست مناسبی است. به بیان ساده‌تر، با آزمون سه فرضیه زیر در پی پاسخ به این پرسش هستیم که آیا سیاست صرفه‌جویی مصرف الکتریسیته با سیاست دستیابی به رشد اقتصادی همسویی دارد و برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی، سیاست مناسبی است؟

۱- آیا رشد اقتصادی علّت افزایش مصرف انرژی الکتریکی است؟

۲- آیا مصرف الکتریسیته علّت رشد اقتصادی است؟

۳- آیا بین مصرف انرژی الکتریسیته و رشد اقتصادی ارتباط علّی دو طرفه وجود دارد؟

این پژوهش، برای بررسی چگونگی رابطهٔ علّیت بین این دو متغیر، از آزمون تودا و یاماموتو[1] استفاده می‌کند. قلمرو زمانی مورد استفاده، داده‌های سالانه ۲۰۰۶- ۱۹۶۷، است. آمارها از شرکت مادر تخصصی توانیر و حساب‌های ملی بانک مرکزی اخذ شده‌اند.

در بخش اول، به مرور اجمالی ادبیات موضوع و مطالعات انجام شده می‌پردازیم. در بخش دوم، روند مصرف الکتریسیته و مقایسه رشد مصرف الکتریسیته با GDP طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۶۷ بررسی می‌شود. در بخش سوم، روش شناسی و مدل انتخابی تحقیق معرفی می‌شوند. در بخش چهارم، نتایج تجربی حاصل از این تحقیق و کاربردهای سیاستی آن ارائه می‌شوند. در برآورد و تحلیل مدل‌ها از نرم افزار Eviews 5 استفاده شده است.

1- Toda & Yamamoto

۱-ادبیات موضوع و مطالعات انجام شده

مطالعات زیادی دربارهٔ رابطه علّیت گرنجری[1] بین مصرف انرژی الکتریسیته و رشد اقتصادی انجام شده است. این مطالعات نتایج متناقض و ناسازگاری را نشان می‌دهند که ناشی از تفاوت در روش‌های بکار برده شده و چگونگی تعیین وقفه بهینه برای آزمون علّیت می‌باشد.

کاراگل و آلتینی (Karagol and Altinay,2005) برای ترکیه، در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۵۰ با استفاده از آزمون زیوت و آندریوز[2] مانایی سری‌های زمانی را بررسی کردند؛ همچنین، دو روش متفاوت از آزمون علّیت گرنجر(تودا – یاماموتو، دولادو-لاتکِپُل[3]) را برای بررسی رابطه علّی بین این دو متغیر به کار بردند. نتایج حاصل از تحقیق آنها وجود رابطهٔ علّی یک طرفه از انرژی الکتریسیته به GDP را نشان داد.

همچنین، لی و چانگ (Lee and Chang,2005) برای تایوان، در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۵۴، شیو و لم ((Shiu and Lam,2004) برای چین، در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۱، سویتاش و ساری (Soytaş and Sari,2003) برای ترکیه، فرانسه، آلمان و ژاپن به نتایج مشابهی دست یافته‌اند.

گاش (Ghosh,2002)برای هندوستان، در دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۵۰، با انجام مطالعاتی به بررسی رابطه علّی بین GDP سرانه و مصرف سرانه الکتریسیته پرداخت. وی با استفاده از آزمون فیلیپس پرون[4] نشان داد که هر دو متغیر ساکن نیستند و انباشته از درجه یک ((I(1)) می‌باشند. نتایج نشان داد که اولاً رابطه تعادلی بلند مدتی بین متغیرها وجود دارد و ثانیاً، رابطه یک طرفه‌ای از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسیته دیده می‌شود.

فتاحی و همکاران (Fatai et. al.,2004) برای نیوزیلند و استرالیا، در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۶۰ (با استفاده از روش تودا یاماماتو)، و حاتمی و ایراندوست (Hatami and Irandoust, 2005) برای سوئد، در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۶۵، نیز وجود رابطه علّی یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسیته را نشان دادند.

یو (Yoo,2005) برای کره، در دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۰ با استفاده از مدل‌های هم‌انباشتگی و

1- Granger Causality
2- Zivot and Andrews
3- Dolado-Lütkepohl, Toda-Yamamoto
4- Phillips-Perron.

تصحیح خطای برداری رابطه علّی بلند مدت و کوتاه مدت بین مصرف انرژی الکتریسیته و رشد اقتصادی را بررسی کرد. وی به رابطه علّی دو طرفه‌ای دست یافت. همچنین، سویتاش و ساری (Soytaş and Sari,2003) برای آرژانتین و اُ و لی (Oh and Lee,2004) برای کره به وجود رابطه علّی دو طرفه بین مصرف الکتریسیته و GDP دست یافتند.

در مورد کشورهای توسعه یافته، غالباً رابطهٔ علّی بین مصرف انرژی الکتریسیته و رشد اقتصادی تأیید نشده است. برای مثال، می‌توان به مطالعات استرن و چانگ (Stern and Chang, 1995) برای ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۴۷ اشاره کرد.

۲-مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران

مطالعاتی در زمینه رابطه علّی بین مصرف انرژی (حامل‌های انرژی) و رشد اقتصادی در ایران نیز انجام شده است که به موارد زیر می‌توان اشاره کرد:

ملکی (Maleki,1999) ، برای دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۶۰ یک رابطه علّیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی به تولید داخلی را نشان داده است.

ابریشمی و مصطفایی (Abrishami and Mostafaie,2001)، برای دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳۳۸، نشان داده‌اند که در کوتاه مدت رابطه علّیت گرنجری از مصرف فراورده‌های عمده نفتی به تولید ناخالص داخلی وجود ندارد، ولی در بلند مدت این رابطه برقرار است. همچنین، در کوتاه‌مدت رابطه علّیت ضعیفی از تولید به مصرف فراورده‌ها وجود داشته و در بلند مدت نیز رابطه علّیت از تولید ناخالص داخلی به مصرف فراورده‌ها بوده است.

آرمن و زارع (Arman and Zare,2005)، به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۴۶ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش آنها نشان می‌دهد که رابطهٔ علّیت گرنجری یک طرفه از کل مصرف نهایی انرژی به رشد اقتصادی و رابطهٔ علّیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد وجود دارد.

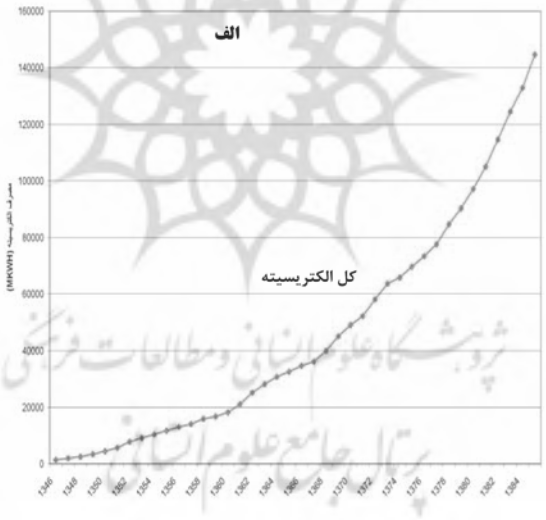
روند مصرف برق در ایران

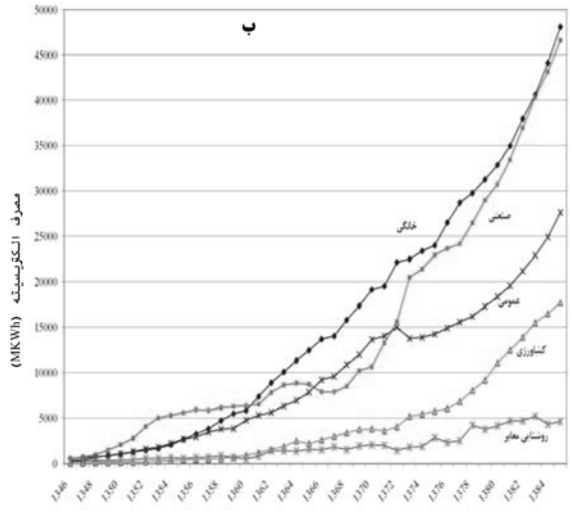
ایران نیز مانند سایر کشورهای در حال توسعه همواره با افزایش تقاضای الکتریسیته مواجه بوده

است. برای مثال، در سال ۱۳۸۵ مصرف انرژی الکتریکی به ۱۴۴۵۹۸ میلیون کیلو وات ساعت رسیده است که از سال ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵، میانگین رشدی معادل ۱۲/۵ درصد در سال را نشان می‌دهد. بخش‌های خانگی، عمومی، تجاری، صنعتی و کشاورزی، مصرف‌کنندگان نهایی انرژی الکتریکی کشور محسوب می‌شوند. در سال ۱۳۸۵، بخش خانگی با سهمی بالغ بر ۳۳/۳ درصد و بخش صنعت، با سهمی بالغ بر ۳۳/۲ درصد از کل مصرف نهایی برق، بیشترین مصرف انرژی الکتریسیته را بین بخش‌های مختلف به خود اختصاص داده‌اند. سهم مصرف الکتریسیته در صنعت نسبت به سال ۱۳۴۶ کاهشی معادل ۲/۳ درصد را نشان می‌دهد(Ministry of Energy, 2006).

نمودار (۱) روند مصرف الکتریسیته را در کل کشور و همچنین در بخش‌های عمدهٔ اقتصادی نشان می‌دهد. عواملی چون انقلاب، جنگ و اجرای برنامه‌های توسعه اقتصادی، بر رشد مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت تأثیر زیادی داشته است، در حالی که بخش‌های دیگر تقریباً روند ثابتی را طی کرده‌اند. با این حال، مصرف سرانه انرژی الکتریسیته در کشور به طور یکنواخت رشد داشته و از ۵۵/۱۶ کیلو وات ساعت در سال ۱۳۴۶ به ۲۰۵۱/۱۶ کیلو وات ساعت در سال ۱۳۸۵ رسیده است.

نمودار(۱): روند مصرف انرژی الکتریسیته در ایران (۱۳۸۵- ۱۳۴۶)





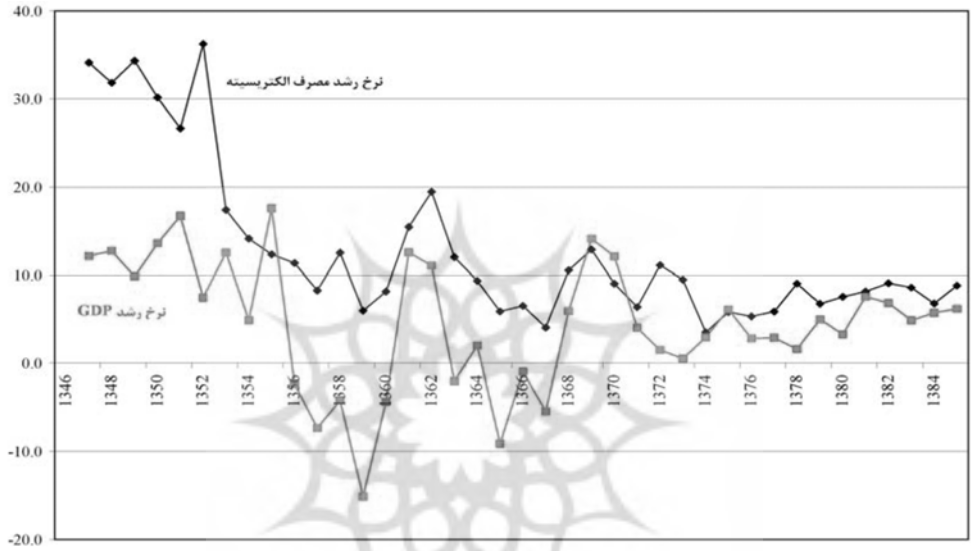
منبع: ترازنامه انرژی، ۱۳۸۵

مقایسه روند رشد مصرف انرژی الکتریکی و رشد اقتصادی در ایران

آمار و اطلاعات موجود در مورد مصرف انرژی الکتریکی و رشد اقتصادی ایران حاکی از آن است که ارتباط معنی‌داری بین مصرف انرژی الکتریکی و رشد تولید وجود دارد (نمودار۲). اگر انرژی را مانند سایر عوامل تولید (سرمایه، نیروی کار، تکنولوژی و ...) در نظر بگیریم، افزایش در مصرف انرژی الکتریکی به عنوان یکی از بخش‌های انرژی کل می‌تواند، سطح تولید را افزایش دهد. این موضوع در قالب تابع تولید که ارتباط فنی میان سطح تولید با هر یک از نهاده‌ها را مشخص می‌کند، قابل بررسی است. از سوی دیگر، مصرف انرژی الکتریکی در مراحل مختلف رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی می‌کند. بر اساس این الگو، در مراحل اولیه رشد اقتصادی، نرخ رشد مصرف انرژی الکتریکی بیشتر از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است. ولی، به تدریج این روند معکوس می‌شود. به نحوی که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی گاهی از رشد مصرف انرژی الکتریکی نیز پیشی گرفته است (Ministry of Energy ,2006). همانطور که نمودار (۲) نشان می‌دهد در ابتدا تفاوت رشد مصرف انرژی الکتریکی و رشد GDP مثلاً در سال ۱۳۴۶ به ۲۲ درصد رسیده است درحالی که در سال ۱۳۸۵ این تفاوت به ۲/۶ درصد کاهش یافته است. در مواردی همچون سال‌های ۱۳۵۵، ۱۳۶۹، و ... نرخ رشد تولید ناخالص داخلی از نرخ رشد مصرف انرژی الکتریکی پیشی گرفته است.

در طـی دروه‌هـای زمـانی ۱۳۵۷-۱۳۴۶، ۱۳۶۷-۱۳۵۷، ۱۳۷۳-۱۳۶۷، ۱۳۷۸-۱۳۷۳، ۱۳۸۳-۱۳۷۹، ۱۳۸۵-۱۳۸۳، نرخ رشد متوسط مصرف الکتریسیته کـل در ایـران بـه ترتیـب ۲۲/۹، ۹/۸، ۹/۹، ۵/۹، ۸، ۷/۸ درصد بوده است در حالی‌که GDP واقعی به طور متوسط در همـین دوره‌هـا بـه ترتیـب ۸/۶، ۱/۹-، ۶/۲، ۳/۲، ۵/۶، ۵/۹ درصـد رشـد داشـته اسـت. در برنامـه دوم توسـعه رشـد مصرف انرژی کاهش داشته که این کاهش، نتیجه مستقیم برنامه‌ریزی‌های دولت در جهت کاهش مصرف حامل‌های انرژی است که انرژی الکتریسیته نیز از این امر مستثنی نبوده است .[۱]

نمودار ۲ : تغییرات نرخ رشد مصرف انرژی الکتریکی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایران، ۱۳۴۶-۱۳۸۵



منبع: ترازنامه انرژی، ۱۳۸۵

روش‌شناسی تحقیق و مدل انتخابی

۳-۱. روش‌شناسی تحقیق

در مطالعات تجربی انجام شده برای تجزیه و تحلیل رابطـه علّـی بـین درآمـد و مصـرف انـرژی دو روش وجود دارد: روش چند متغیری و روش دو متغیری. به عنـوان مثـال اسـترن (Stern,1993) از

۱- ارقام ارائه شده بر اساس آمارهای ترازنامه انرژی و حسابهای ملی ۱۳۸۵ محاسبه شده‌اند.

مدل VAR چهار متغیری برای آمریکا در دوره بعد از جنگ جهانی استفاده کرد. ماسی و ماسی (Masih and Masih,1997 and 1998)، آسافو و آجِی (Asafu-Adjaye,2000)، استرن (Stern,2000)، اُ وَ لی(Oh and Lee2004) و نارایان و اسمیت (Narayan and Smyth,2005) از جمله کسانی هستند که الگویی چند متغیره بکار برده‌اند.

این مطالعات بطور معمول ارتباط بین GDP و انرژی را در درون تابع تولید بررسی می‌کنند. از این روی، الگوی چند متغیره به طور معمول شامل GDP، انرژی، نیروی کار یا سرمایه، به‌علاوه تغییرات تکنولوژیکی می‌شود. از طرف دیگر، بعضی از محققان برای تعیین علّیت بین GDP و انرژی از الگویی دو متغیره بهره گرفته‌اند. برای مثال، گاش (Ghosh2002)، سویتاس و ساری (Soytaş and Sari,2003)، شیو و لَم (Shiu and Lam,2004)، یو (Yoo,2005) از جمله کسانی هستند که تنها بر روی علّیت به طور مستقیم متمرکز شده‌اند. اگر چه سهم مصرف انرژی الکتریسیته در ایران سال به سال افزایش می‌یابد، اما این سهم کسر کوچکی از کل مصرف انرژی را تشکیل می‌دهد. بنابراین، یک مدل کامل از تابع تولید باید تمام انواع انرژی به‌علاوه سایر عوامل تولید را شامل شود، ولی برای ساده‌سازی تجزیه و تحلیل و تعیین جهت علّیت بین مصرف کل الکتریسیته و رشد اقتصادی در ایران روش دو متغیری را پذیرفته‌ایم.

در اکثر مطالعات انجام شده برای تعیین علّیت، از آزمون علّیت گرنجر به عنوان راه حل کلیدی استفاده شده است. اما روش‌های دیگری نیز برای آزمون علّیت به کار برده شده است که بخشی از آنها به‌وسیله تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی توسعه داده شده‌اند. با این مقدمه روش‌شناسی مطالعات انجام شده را می‌توان در چهار گروه اصلی دسته‌بندی کرد:

اولین گروه، روش‌شناسی است که توسط گرنجر و سیمز برای کشورهای توسعه یافته‌ای همچون ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۴۷ به کار برده شده است.

گروه دوم، تکنیک هشیائو (Hsiao,1981) است که آزمون علّیت گرنجر را بوسیله ترکیب کردن معیار آکائیک و معیار خطای پیش‌بینی نهایی گسترش داد. این مطالعات کشورهایی همچون ایالات متحده، آمریکای لاتین و چند کشور آسیایی در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۴۷ را در بر می‌گیرند.

گروه سوم، مطالعات متدلوژیکی مربوط به هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا (Granger,1988) می‌باشد که با چندین مطالعهٔ جداگانه برای تعدادی از کشورهای توسعه یافته و برخی از کشورهای

در حال توسعه به کار برده شد که دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۱۹۵۰ را شامل می‌شود.

گروه چهارم، مربوط به آزمون علّیت تودا و یاماماتو (Toda and Yamamoto,1995) است. با ارائه این آزمون، مشکلاتی نظیر قدرت پایین آزمون‌های ریشه واحد و عدم قابلیت اطمینان آزمون‌های هم انباشتگی در نمونه‌های کوچک برطرف می‌شود.

یافته‌ها و نتایج بدست آمده از کشورها، روش‌های گوناگون، مجموعه داده‌ها و دوره‌های مختلف در نوشته‌های فوق‌الذکر، تصویری روشن و دستورالعملی خاص برای سیاست‌گذاران ارائه نمی‌دهند. دراین مقاله، ابتدا آزمون‌های مختلف در این رابطه و چارچوب انجام آنها معرفی می‌شوند. سپس، با توجه به برخی نارسایی‌های کارهای انجام شده در ایران، الگوریتمی برای بررسی بهتر آزمون علّیت پیشنهاد می‌کنیم. در نهایت، برای دوری از مشکلاتی که در کاربرد این روش‌ها به وجود می‌آید، از روش تودا یاماموتو به عنوان روشی مطلوب استفاده کرده و به بررسی رابطه علّی بین متغیرهای مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی در ایران خواهیم پرداخت.

آزمون علّیت گرنجر با این فرض منطقی که آینده نمی‌تواند علّت گذشته باشد، شروع می‌شود. به عنوان مثال، اگر رخداد A بعد از رخداد B اتفاق بیافتد پس A نمی‌تواند علت B باشد. این موضوع را می‌توان با مدلی که دارای دو متغیر سازگار با معادلات زیر است آزمون کرد:

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \lambda_j e_{t-j} + v_t \qquad (۱)$$

$$e_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i e_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$e_\tau = ln(Elect_t)$$

$$y_t = RGDP$$

$ELect$: مصرف کل الکتریسیته بر حسب میلیون کیلو وات ساعت

$RGPDP$: تولید ناخالص داخلی بر حسب میلیارد ریال

در معادله (۱)، e علت y است اگر مقادیر e بتواند مقادیر جاری y_t را با دقت بیشتری، در مقایسه با حالتی که از آن مقادیر استفاده نمی‌شود، پیش‌بینی کند. در این صورت e علّت y است و در معادله (۲)، y علت e است، اگر مقادیر جاری e با استفاده از مقادیر گذشته y با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از آن استفاده نمی‌شود پیش‌بینی شود. دراین حالت y علّت e است پس مقادیر y می‌تواند در پیش‌بینی مقادیر e به کار گرفته شود.

همان‌طور که در معادلات (۱) و (۲) نشان داده شد، فرمول‌بندی ابتدایی، از سطح داده‌ها استفاده می‌کند. به دنبال پیشرفت آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی برای متغیرهای غیرساکن انباشته از درجه یک، معادلات (۱) و (۲) به صورت زیر جایگزین می‌شوند:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \lambda_j \Delta e_{t-j} + v_t \qquad (۳)$$

$$\Delta e_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \Delta e_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

Δ : نشانگر تفاضل مرتبه اول است که برای تبدیل سری‌های نامانا به سری‌های مانا و ساکن به کار برده می‌شود یعنی تبدیل به $I(0)$ می‌گردد. دراینجا مفهوم علّیت بر حسب تغییرات متغیرها صورت‌بندی می‌شود. وجود علیّت گرنجری به Δe_{t-j} و Δy_{t-j} در معادلات (۳) و (۴) بستگی دارد. بعلاوه، اگر دو متغیر هم‌انباشتگی داشته باشند معادلات (۳) و (۴) به صورت زیر تغییر می‌یابند:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sigma_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \lambda_j \Delta e_{t-j} + v_t \qquad (۵)$$

$$\Delta e_t = \alpha_2 + \sigma_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \Delta e_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

دراینجا EC عبارت تصحیح خطا است و از معادله هم‌انباشتگی به شکل $Y_t = \beta e_t + EC_t$ بدست می‌آید. اگر هر دو سری، $I(1)$ و هم‌انباشته باشند حداقل یک رابطه علّی یک طرفه ($y \to e$ یا $e \to y$) وجود خواهد داشت. به‌این دلیل برای جلوگیری از اشتباه مشخص‌نمایی[1] و از دست دادن یکی از عوامل علّیت لازم است که عبارت EC به معادلات (۳) و (۴) اضافه شود. بنابراین، دراین صورت‌بندی دو عامل علّیت گرنجری وجود دارد. برای معادله ΔY_t علّیت ناشی از هر یک از وقفه‌های Δe_t به شرط $\lambda_j \neq 0$ و یا ناشی از EC_{t-1} به شرط $\sigma_1 \neq 0$ است. (که در رابطه بلند مدت به کار می‌رود.) و برای معادله Δe_t، علّیت ناشی از تک تک وقفه‌های Δy_t به شرط $\delta_j \neq 0$ و یا ناشی از EC_{t-1} به شرط $\sigma_2 \neq 0$ می‌باشد. مطالعات پیشین نشان می‌دهند که نتایج هر یک از معادلات بالا به انتخاب طول وقفه حساس می‌باشند. بدین منظور، هشیائو برای تعیین وقفه بهینه روشی از طریق ترکیب علّیت گرنجری و معیار FPE آکائیک ارائه کرد. طبق معیار آکائیک ، FPE به عناون معیار خطای پیش بینی نهایی[2] تعریف شده که به صورت زیر

1- Mis- Specification
2- Final Predication Error

بیان می‌شود:

$$FPE_{Y_t} = E(y_t - \hat{y}_t)^2 = \sigma_v^2(1+\frac{k}{T})$$
$$\sigma_v^2 = (\frac{SSE(k)}{T-k}) \quad (۷)$$

FPE : خطای پیش‌بینی نهایی

k : تعداد پارامترهای تخمین زده شده یا طول وقفه

T : تعداد مشاهدات

$SSE(k)$: میانگین مجموع مربعات خطا برای وقفه Kام

بنابراین، معیار آکائیک را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$FPE_y(k) = \frac{T+k}{T-k}\frac{SSE(k)}{T} \quad (۸)$$

که در آن FPE با توجه به تعداد وقفه‌های انتخابی حداقل می‌شود. این کار معادل با به کار بردن تقریبی از آزمون F با سطوح معنی‌داری مختلف است.

آکائیک یک روش تصمیم‌گیری برای فرایند خودرگرسیونی یک متغیر ساکن مبتنی بر حداقل معیار FPE پیشنهاد داد. طبق این پیشنهاد، مقدار وقفه‌ای که مقدار FPE آن کمینه است وقفه بهینه خواهد بود. انتخاب وقفه‌ای غیر از وقفه بهینه ایجاد اریب می‌کند و نتایج گمراه‌کننده‌ای در بر خواهد داشت.

روش هشیائو در دو مرحله انجام می‌شود: در مرحله اول، برای بررسی‌اینکه e علّت y است، ابتدا باید مجموعه‌ای از رگرسیون‌های خودرگرسیو روی متغیر وابسته تخمین زده شوند (معادله (۹))، و سپس با دادن مقادیر متفاوتی به m میزان $FPE(m)$ را با توجه به معادله (۱۰) محاسبه شود. در این مدل، طول وقفه بهینه (m*)، وقفه‌ای است که $FPE(m)$ آن حداقل باشد.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m}\beta_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (۹)$$

$$FPE(m+1) = \frac{T+m+1}{T-m-1}\frac{SSE(m+1)}{T} \quad (۱۰)$$

در مرحله دوم، مدل زیر تخمین زده می‌شود، که در آن با دادن مقادیر متفاوت n و محاسبه $FPE(m^*+n+1)$، طول وقفه بهینه (n^*)، با توجه به حداقل مقدار $FPE(m^*+n+1)$ بدست می‌آید.

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m^*}\beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n}\lambda_j \Delta e_{t-j} + v_t \quad (۱۱)$$

$$FPE(m^*+n+1)=\frac{T+m^*+n+1}{T-m^*-n-1}\frac{SSE(m^*+n+1)}{T} \qquad (۱۲)$$

حال اگر $FPE(m^*+n+1)<FPE(m^*+1)$ باشد، دراین صورت e علّت y است. اگر $FPE(m^*+n+1)>FPE(m^*+1)$ باشد ، e علّت y نخواهد بود.

این آزمون زمانی که هم‌انباشتگی وجود نداشته باشد، روش استانداردی برای علّت گرنجری خواهد بود.[معادله‌های (۳)و(۴)]

ولی زمانی که متغیرها هم انباشته باشند، عبارت EC باید همانند معادلات (۵) و (۶) در مدل وارد شود. بنابراین، برای آزمون علّیت، باید عبارت EC در مرحله دوم، به معادله (۱۱) اضافه شود و n^* را با توجه به‌این معادله بدست آورد و همانند موارد بالا رابطه علّی را بررسی کرد. دراین معادله دو عبارت EC و وقفه‌های Δe عامل ایجاد علّیت هستند.

$$\Delta y_t=\alpha_1+\sigma_1 EC_{t-1}+\sum_{i=1}^{m^*}\beta_i\Delta y_{t-i}+\sum_{j=1}^{n}\lambda_j\Delta e_{t-j}+v_t \qquad (۱۳)$$

پس، برای انجام آزمون علّیت می‌توانیم چارچوب یا الگوریتم زیر را در نظر بگیریم:

مرحلهٔ اول: مانایی متغیرهای به کار برده شده را با استفاده از آزمون دیکی فولر تعدیل شده[1]*بررسی می‌کنیم. این آزمون زمانی که در سطح y و e به کار برده می‌شود، می‌تواند شامل مقدار ثابت (عرض از مبدأ) و متغیر روند[2] بوده و فرض صفر مربوط به آن در سطح معنی‌داری ۱٪ بررسی شود. ولی تفاضل مرتبه اول متغیرها، فقط می‌تواند شامل مقدار ثابت بوده و در سطح معنی‌داری ۱۰٪ مورد آزمون قرار گیرد. در هر دو حالت فوق، برای بدست آوردن وقفه بهینه از معیار شوارتز[3] استفاده می‌شود.

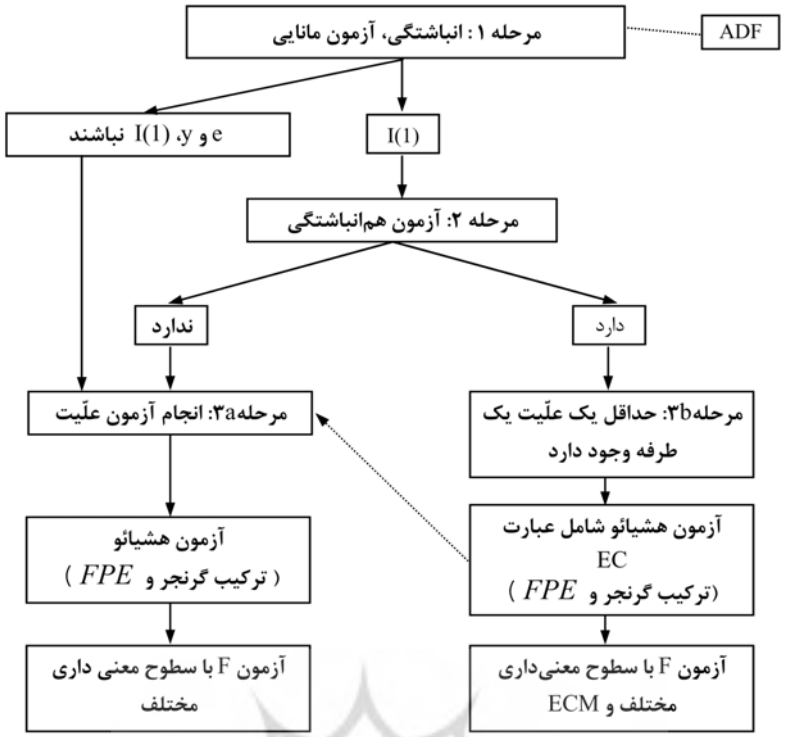
حال اگر یکی از سری‌های e و y، $I(0)$ باشد و دیگری $I(1)$ یا $I(2)$، به مرحلهٔ (۳a) مراجعه می‌نماییم. اما اگر هر یک از متغیرهای e و y، $I(2)$ و دیگری $I(1)$ یا $I(2)$ باشد، آنگاه آزمون هم انباشتگی با فرض اینکه هر دو آنها $I(1)$ است، انجام می‌گیرد.

1- Augmented Dickey-Fuller

* . برای متغیرهایی که شکست ساختاری دارند از آزمون فیلیپس- پرون جهت بررسی مانایی استفاده می‌شود.

2- Trend

3- Schwarz Info Criteria



مرحلهٔ دوم: برای آزمون هم‌انباشتگی بین e و y از تکنیک یوهانسن[1] استفاده می‌کنیم. طبق این آزمون، اگر هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار مشخصه[2] یک انباشتگی برداری را در سطح معنی داری ۵٪ نشان دهند، هم‌انباشتگی وجود دارد.

بعد از انجام این آزمون اگر هم‌انباشتگی وجود نداشته باشد به مرحله (۳a) می‌رویم. اما اگر، فرض عدم وجود هم انباشتگی رد شود به مرحلهٔ (۳b) خواهیم رفت.

مرحله (۳a): برای آزمون علیّت e و y، از روش هشیائو (ترکیب گرنجر و FPE) استفاده می‌کنیم. (تخمین معادلهٔ ۱۱)

مرحلهٔ (۳b): حداقل یک رابطه یک طرفه بین متغیرها وجود دارد (بلند مدت). از روش هشیائو برای تعیین مرتبه وقفه‌ها بهره می‌گیریم (معادله ۱۳). در صورتی‌که ضریب EC مثبت باشد، به

1- Johansen
2- Trace and Max-Eigenvalue

مرحله (۳a) می‌رویم و این آزمون را برای تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام می‌دهیم. در غیر این صورت مرحله (۳b) را ادامه می‌دهیم .

۳-۱. روش انتخابی

اکنون، به بررسی آزمون تودا و یاماموتو به عنوان روش انتخابی می‌پردازیم:

تودا و یاماموتو برای بررسی رابطه علّیت، از یک مدل خود بازگشت برداری تعدیل یافته استفاده کردند. در این روش باید وقفه بهینهٔ مدل خود بازگشت برداری (k) و درجه مانایی ماکزیمم (d_{max}) را مشخص کرد. سپس، مدل خود بازگشت برداری را، با تعداد وقفه‌های ($k+d_{max}$) تشکیل داد به شرطی که $k \geq d_{max}$ باشد. با فرض اینکه مجموع k و d_{max} برابر ۲ باشد معادله خود بازگشت برداری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{2o} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \qquad (۱۰)$$

در این مدل اگر ضرایب $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ باشند می‌توان این فرضیه را که X_2 علّت گرنجر X_1 نیست، آزمون کرد. آماره آزمون برای آزمودن فرض صفر، آماره والد با توزیع χ^2 و درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است.

۱- نتایج آزمون تودا یاماموتو

در این روش به اطلاعاتی در مورد درجهٔ پایایی متغیرها و وقفه بهینه نیازمندیم. با توجه به نتایج بدست آمده در مباحث زیر پایایی ماکزیمم و وقفه بهینه برای مدل خود بازگشت برداری، هر دو برابر یک می‌باشد.

برای بررسی رابطهٔ علّیت گرنجری بین رشد اقتصادی و مصرف الکتریسیته از معادلات ۱۵ و ۱۶ با تعداد یک وقفه ($d_{max} + k = 1 + 0 = 1$) استفاده می‌کنیم و آزمون والد را برای ضرایب بدست آمده از مدل خود بازگشت برداری به کار می‌بریم.

$$RGDP_t = \alpha_1 + \beta_1 RGDP_{t-1} + \lambda_1 LElect_{t-1} + \nu_t \qquad (۱۵)$$

$$LElect_t = \alpha_2 + \gamma_1 Lelect_{t-1} + \delta_1 RGDP_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از روش دیکی -فولر

این آزمون برای کلیه متغیرهای موجود در الگو انجام شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر غیر ایستا بودن متغیرها در سطح معنی‌داری ۱٪ رد نمی‌شود. آزمون انجام گرفته همراه با فرض وجود جمله ثابت برای RGDP و جمله ثابت و روند برای LElect می‌باشد (جدول ۱).

جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح داده‌ها

Augmented Dickey-Fuller test statistic

متغیر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی مکینتون در سطوح معنی‌داری ٪۱	٪۵	٪۱۰	عرض از مبدأ✞	روند ✞	نتیجه
LElect	-۴/۲۰۳۴۳۶	-۴/۲۱۹۱۲۶	-۳/۵۳۳۰۸۳	-۳/۱۹۸۳۱۲	*	*	در سطح مانا نیست $I(0)$
RGDP	-۳/۶۰۸۱۲۷	-۳/۶۱۵۵۸۸	-۲/۹۴۱۱۴۵	-۲/۶۰۹۰۶۶	*	-	در سطح مانا نیست $I(0)$

✞. علامت‌های * و- به ترتیب نشان‌دهنده وجود و عدم وجود عرض از مبدا یا روند می‌باشد.

منبع: نتایج تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از روش فیلیپس پرون

با توجه به انتقادهای پرون از روش آزمون ریشه واحد دیکی-فولر، زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، انجام آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون فیلیپس- پرون، ضروری است. وجود شکست ساختاری با توجه به تاریخ تحولات اقتصادی کشور مانند افزایش شدید قیمت نفت، انقلاب، جنگ تحمیلی و امثالهم که تغییرات اقتصادی، سیاسی، اجتماعی شگرفی در متغیرهای اقتصاد کلان کشور ایجاد کردند، قابل دفاع است. برای بررسی شکست ساختاری از آزمون چاو[1] استفاده شده است. نتایج بیانگر وجود شکست ساختاری در سال‌های ۱۳۵۳، ۱۳۵۵، ۱۳۵۷ و ۱۳۶۰ است (جدول (۲)). بنابراین، با وجود شکست ساختاری، نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی -فولر تردید آمیز می‌شود. برای اطمینان از غیر ساکن بودن سری‌ها، استفاده از آزمون فیلیپس- پرون ضرورت می‌یابد.

نتایج به دست آمده از آزمون فیلیپس- پرون نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر غیر ایستا

1- Chow Test

بودن متغیرها، در سطح معنی داری ۱٪ رد می‌شود. بنابراین، متغیرهای LElect و RGDP در سطح، مانا هستند (جدول ۳).

جدول(۲) نتایج آزمون چاو در سال‌های ۱۳۵۳،۱۳۵۵، ۱۳۵۷،۱۳۶۰ روی داده‌ها Chow Breakpoint Test

		سطح احتمال (Probability)
آماره F (F-statistic)	۴/۹۲۵۳	۰/۰۰۰۶۵۰
نسبت راست نمایی (Log likelihood ratio)	۳۳/۴۶۶۵	۰/۰۰۰۰۵۱

منبع: نتایج تحقیق

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح داده‌ها Phillips-Perron test statistic

متغیر	آماره آزمون	مقادیر بحرانی مکینتون در سطوح معنی‌داری ٪۱	٪۵	٪۱۰	عرض از مبدأ[†]	روند [†]	نتیجه
LElect	/۶۵۹۵۶۳ -۶	۴/۲۱۱۸۶۸ -	-۳/۵۲۹۷۵۸	-۳/۱۹۶۴۱۱	*	*	در سطح مانا است $I(0)$
RGDP	۳/۶۲۱۴۸۱ -	۳/۶۱۵۵۸۸ -	-۲/۹۴۱۱۴۵	-۲/۶۰۹۰۶۶	*	-	در سطح مانا است $I(0)$

[†]. **علامت‌های * و- به ترتیب نشان‌دهنده وجود و عدم وجود عرض از مبدا یا روند می باشد.**

منبع: نتایج تحقیق

تعیین وقفه بهینه برای مدل خود بازگشت برداری

در جدول ۴ مقادیر معیارهای LR, FPE, AIC, SC, HQ ارائه شده است که همگی آنها بیانگر این است که وقفه یک، وقفهٔ بهینه برای مدل خود بازگشت برداری است.

جدول (۵) نتایج آزمون والد را نشان می‌دهدکه بیانگر وجود یک رابطه علّی یک طرفه از *RGDP* به *LElect* می‌باشد.

جدول (۴) مقادیر معیارهای مختلف برای تعیین وقفه بهینه در مدل VAR *

وقفه	LR	FPE	AIC	SC	HQ	نتیجه

۰	NA	۵۱/۰۹۶۶۶	۹/۶۰۹۴۴۵	۹/۶۹۷۴۱۸	۹/۶۴۰۱۵۰	$k=1$
۱	۲۳۳/۷۹۹۷*	۰/۰۵۳۴۹۶*	۲/۷۴۶۸۲۸*	۳/۰۱۰۷۴۸*	۲/۸۳۸۹۴۳*	
۲	۵/۴۳۰۸۶۳	۰/۰۵۶۲۳۱	۲/۷۹۳۸۶۱	۳/۲۳۳۷۲۸	۲/۹۴۷۳۸۷	
۳	۱/۵۷۱۳۷۵	۰/۰۶۶۹۴۹	۲/۹۶۱۸۹۸	۳/۵۷۷۷۱۱	۳/۱۷۶۸۳۳	

*.برای تعیین طول وقفه بهینه، تا ۱۰ وقفه بررسی شده است. نتایج در همه این معیارها وقفه یک را به عنوان وقفه بهینه به دست می‌دهند. در این جدول به منظور صرفه‌جویی فقط نتایج سه وقفه گزارش می‌شود.

منبع: نتایج تحقیق

جدول (۵) نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	فرض H_0	آماره والد ($\chi 2$)	P-Value	نتیجه‌گیری
RGDP	LELECT	$\lambda_1 = 0$	۰/۴۵۷۳۸۲	./۴۹۸۸	$LElect \not\rightarrow RGDP$
LELECT	RGDP	$\gamma_1 = 0$	۱۳/۶۴۳۳۴	./۰۰۰۲	$RGDP \rightarrow LElect$

منبع: نتایج تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

بررسی علّیت بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی با وجود اینکه در سایر کشورها مطالعات زیادی را در پی داشته است، در کشور ما کار چندانی صورت نگرفته است. به همین دلیل برای پر کردن بخشی از این شکاف در این مقاله به دنبال کشف رابطه علّی بین مصرف الکتریسیته و رشد اقتصادی بوده‌ایم. بدین منظور از آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس پرون برای بررسی مانایی متغیرها استفاده شد. نتایج بیانگر مانا بودن متغیرها در سطح داده‌ها ($I(0)$) بود. نتیجه بدست آمده از آزمون تودا و یاماموتو بیانگر وجود یک رابطهٔ علّی از طرف رشد اقتصادی به مصرف انرژی الکتریسیته در کشور بود. بنابراین، می‌توان گفت که رشد اقتصادی مقدم بر مصرف انرژی الکتریسیته بوده است. پس، بدون کاستن از رشد اقتصادی می‌توان سیاست صرفه‌جویی را در مورد مصرف انرژی الکتریسیته دنبال کرد. بدلیل اینکه سهم بیشتر مصرف انرژی الکتریسیته در کشور به بخش خانگی و صنعتی تعلق دارد (نمودار۱) با ترغیب این دو بخش برای بهینه کردن مصرف و صرفه‌جویی، مثلاً با استفاده از سیاست‌های تشویقی وتنبیهی، امکان اجرای هر چه بهتر این سیاست فراهم می‌شود.

References:

1- Abrishami, H., Mostafaie, A.(2001) **Examining Relationship between**

Economic Growth and the Consumption of Major Petroleum Products in Iran", *Knowledge & Development*,14,11-45(In Persian).

2- Abrishami,H.,(2002) **Applied Econometrics(Modern Approaches),**Teheran University Publication(In Persian).

3- Altinay, G., Karagol, E., (2005) "**Electricity consumption and economic growth: Evidence from Turkey**", *Energy Economics* 27, 849-856.

4- Altinay, G., Karagol, E., (2004) "**Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey**", *Energy Economics* 26, 985–994.

5- Arman, A., Zare, R., (2005) "**Examining Granger Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth in Iran**,1967-2002". *Quarterly Iranian Economic Research*, 24,117-143(In Persian).

6- Asafu-Adjaye, J., (2000) **The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries**. *Energy Economics* 22, 615– 625.

7- Dolado, J.J., Lu¨ tkepohl, H., (1996) **Making Wald test work for cointegrated VAR systems**. *Econometric Theory* 15, 369–386.

8- 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.

9- Ferguson, R., Wilkinson, W., Hill, R., (2000) **Electricity use and economic development**. *Energy Policy* 28, 923–934.

10- Ghosh, S., (2002) **Electricity consumption and economic growth in India**. ***Energy Policy*** 30, 125–129.

11- Granger, C.W.J., (1988) **Some recent developments in a concept of causality.** *Journal of Econometrics* 39, 199– 212.

12- Hatemi A. & Irandoust M., (2005) "**Energy Consumption and Economic Growth in Sweden: A Leveraged Bootstrap Approach**, 1965-2000," *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies***,** Euro-American Association of Economic Development, vol. 2–4, pages 87-98.

13- Hsiao,C.,(1981)"**Autoregressive Modeling and Money Income Causality Detection**", *Journal of Monetary Economics*,7,85-106.

14- Jaruwan Chontanawat, Lester C. Hunt, and Richard Pierse, 2006 **" Causality between Energy Consumption and GDP: Evidence from 30 OECD and 78 Non-OECD Countries**", Department of Economics University of Surrey, June.

15- Jumbe, C.B.L., (2004) **Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from Malawi**. ***Energy Economics*** 26, 61–68.

16- Kraft, J., Kraft, A., (1978) **on the relationship between energy and GNP. Journal of Energy and Development** 3, 401– 403.

17- Maleki,R.,(1999) **"Examining Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Iran"** Unpublished MA Dissertation , University of Shahid Beheshti (In Persian).
18- Masih, A.M.M., Masih, R., (1998) **A multivariate cointegrated modeling approach in testing temporal causality between energy consumption, real income and prices with an application to two Asian LDCs**. *Applied Economics* 30,1287–1298.
19- Masih, A.M.M., Masih, R., (1997) o**n the temporal causal relationship between energy consumption, real income, and prices: some new evidence from Asian-energy dependent NICs based on a multivariate cointegration vector error correction approach.** *Journal of Policy Modeling* 19, 417– 440.
20- Ministry of Power(various years) **Energy Balance Sheet of Iran**(In Persian).
21- Moritomo, R., Hope, C., (2004) **The impact of electricity supply on economic growth in Sri Lanka.** ***Energy Economics*** 26, 77–85.
22- Narayan, P.K., Smyth, R., (2005) **Electricity consumption, employment and real income in Australia: evidence from multivariate Granger causality tests.** *Energy Policy* 33, 1109– 1116.
23- Oh, W., Lee, K., (2005) **Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970–1999**. *Energy Economics* 26 (1), 1– 177.
24- Őxley, L., Greasley, D., (1998). **Vector autoregressions, cointegration and causality: testing for the causes of the British industrial revolution**. *Applied Economics* 30, 1387– 1397.
25- Perron, P., (1989) **The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis.** *Econometrica* 57, 1361– 1401.
26- Shiu, A., Lam, L.P., (2004) **Electricity consumption and economic growth in China**. *Energy Policy* 30, 47– 54.
27- Shyamal P., Rabindra N. B. (2004) "**Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results**", *Energy Economics* 26 977– 983.
28- Soytas, U., Sari, R., (2003) **Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets.** *Energy Economics* 25, 33– 37.
29- Stern, D.I., (1993) **Energy use and economic growth in the USA, a multivariate approach.** *Energy Economics* 15, 137–150.
30- Toda, H.Y., (1995) **Finite sample performance of likelihood ratio tests for cointegrating ranks in vector autoregressions**. *Econometric Theory* 11, 1015– 1032.
31- Toda, H.Y., (1993) Phillips, P.C.B., **Vector autoregressions and causality.** *Econometrica* 61, 1367– 1393.
32- Toda, H.Y., **Yamamoto, T., (1995) Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes.** ***Journal of Econometrics*** 66, 225–250.
33- Wolde-Rufael, Y., (2004) **Disaggregated industrial energy consumption**

and GDP: the case of Shanghai, 1952–1999**.** *Energy Economics* 26, 69– 75.
34- Yoo, S.H., (2005) **Electricity consumption and economic growth: evidence from Korea.** *Energy Policy* 33, 1627– 1632.
35- Zivot, E., Andrews, D.W.K., (1992) **Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis**, *Journal of Business & Economic Statistics* 10, 251–270.

Received: 8.Jul.2008
Accepted: 10.Nov.2008

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی