

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال هفتم / شماره ۲۴ / پاییز ۱۳۸۴ / صفحات ۱۱۷-۱۴۳

بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۸۱

دکتر سید عزیز آرمن*

روح الله زارع**

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۴/۷

تاریخ ارسال: ۱۳۸۳/۱۰/۲۲

چکیده

با توجه به ارتباط نزدیک بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، تعیین کم و کیف رابطه بین این دو متغیر می‌تواند به تبیین سیاستهای بخش انرژی کمک مؤثری نماید. در این تحقیق، با استفاده از روش تودا و یاماموتو رابطه علیت گرنجری بین کل مصرف نهایی انرژی و همچنین مصرف حاملهای مختلف انرژی شامل: فراورده‌های نفتی، برق، گاز طبیعی و سوختهای جامد و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۸۱ مورد بررسی قرار گرفته است. ضمناً در هر حالت که وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی اثبات شد، یک مدل تصحیح خطا نیز برآورد گردید تا نتایج این دو روش با یکدیگر مقایسه شوند. در مواردی که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی مشاهده می‌شود، افزایش مصرف انرژی محرک رشد اقتصادی است. در این صورت، باید در اجرای هر گونه سیاست صرفه‌جویی در مصرف انرژی با احتیاط کامل عمل کرد، به گونه‌ای که اعمال چنین سیاستی منجر به آثار انقباضی بر رشد اقتصادی نشود. در حالتی که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی مشاهده می‌شود،

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

e-mail: saarman2@yahoo.com

** کارشناس ارشد دانشگاه شهید چمران اهواز

می‌توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی مقدم بر مصرف انرژی بوده و بنابراین، سیاست صرفه‌جویی در مصرف انرژی را می‌توان بدون کمک کردن رشد اقتصادی به کار گرفت.

طبقه‌بندی JEL : O13 ، C12 ، C52 ، C22

واژگان کلیدی: مصرف انرژی، رشد اقتصادی، ایران، حاملهای انرژی، رابطه علیت گرنجری، روش تودا و یاماموتو، مدل تصحیح خطا، روش ARDL

مقدمه

کشور ایران به عنوان یک کشور رو به رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده و وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود. بنابراین، برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی، اهمیت فراوان داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد. با توجه به ارتباط نزدیک بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران (نمودار (۳)) تعیین کم و کیف رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌تواند در تبیین سیاستهای بخش انرژی کمک مؤثری نماید. در این مقاله به منظور بررسی چگونگی رابطه بین این دو متغیر از روش علیت گرنجری استفاده خواهیم کرد. سؤالات مورد بررسی عبارتند از: آیا بین مصرف هر کدام از حاملهای انرژی شامل فراورده‌های نفتی، برق، گاز طبیعی و سوختهای جامد با رشد اقتصادی رابطه علیت گرنجری وجود دارد؟ در صورت وجود رابطه‌ای این رابطه یک طرفه است یا دو طرفه؟

در این تحقیق بر اساس روش تودا و یاماموتو^۱ (۱۹۹۵) و با استفاده از داده‌های سالانه ۱۳۶۴-۱۳۸۱ رابطه علیت گرنجری بین متغیرهای مورد اشاره بررسی خواهد شد. ضمناً در هر حالت که وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۲ اثبات می‌شود، یک مدل تصحیح خطا^۳ نیز برآورد می‌گردد تا نتایج این دو روش با یکدیگر مقایسه گردند. در برآورد و تحلیل مدلها از نرم افزار Microfit.4 استفاده خواهد شد.

۱. مبانی نظری رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی

سرمایه و نیروی کار اعم از متخصص و غیرمتخصص از مهمترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هستند که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند. در نظریه‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز وارد مدل شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف، یکسان نیست. استرن^۴ (۱۹۹۳) به نقل از آیرس و نایر^۵ (۱۹۸۴) بیان می‌کند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها عامل و مهمترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای به کار گیری به انرژی نیاز دارند. استرن (۱۹۹۳)، همچنین به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت (۱۹۷۸) و دنیسون^۶ (۱۹۷۹، ۱۹۸۵) بیان می‌کند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد.

1. Toda and Yamamoto
2. Autoregressive Distributed Lag Model
3. Error Correction Model
4. Stern
5. Nair and Ayres
6. Berndt, Denison

امروزه علاوه بر نهاده‌های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصاد کلان مطرح است و تولید تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی تلقی می‌شود. همچنین، فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. از سوی دیگر، مصرف انرژی تابعی معکوس از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه، تولید ناخالص ملی دارد (ملکی، ۱۳۷۸، ص ۶).

اگر فرض کنیم که در تعیین عرضه کل در اقتصاد کلان نیروی کار متغیر و بقیه عوامل تولید ثابت هستند، در این صورت، افزایش در قیمت انرژی و در نتیجه، کاهش در تقاضا برای آن سبب می‌شود که بهره‌وری نیروی کار کاهش یابد و به دنبال آن، منحنی تقاضا برای نیروی کار به سمت چپ منتقل می‌شود و در نتیجه، میزان اشتغال کاهش می‌یابد. با کاهش سطح اشتغال محصول ملی کاهش و قیمت‌ها افزایش می‌یابد. در این حالت، منحنی عرضه کل به سمت چپ منتقل می‌شود. شوک قیمت انرژی همچنین می‌تواند سطح عمومی قیمت‌ها را از طریق افزایش در هزینه تولید افزایش دهد که در این صورت، موجب کاهش در اجزای تشکیل دهنده تقاضای کل می‌گردد و منحنی تقاضای کل در اقتصاد کلان را به سمت چپ منتقل و محصول ملی واقعی را کاهش می‌دهد (احمدیان، ۱۳۷۸، صص ۲۷۷-۲۹۷).

برای تحلیل بیشتر رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی، دیدگاه چند تن از نظریه پردازان را مورد بررسی قرار می‌دهیم. پیندیک^۱ (۱۹۷۹) معتقد است اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به نظر وی، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید به کار می‌رود، افزایش قیمت آن (کاهش مصرف انرژی) بر امکانات و میزان تولید اثر خواهد گذاشت و تولید ملی را کاهش می‌دهد. او از تابع هزینه کل برای نشان دادن آن استفاده می‌کند و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام می‌دهد. اگر سرمایه و کار را جانشین انرژی در نظر بگیریم، افزایش در قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از دو عامل سرمایه و کار می‌شود و افزایش هزینه‌های تولید بر اثر افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر می‌دهد و سهم نسبی تولید ناشی از دو عامل کار و سرمایه افزایش خواهد یافت. داگلاس^۲ (۱۹۹۱) به نقل از برنندت و وود^۳ (۱۹۷۵) بیان می‌کند که در تابع تولید، کل انرژی یک عامل تولید است که ارتباط تفکیک‌پذیر ضعیفی با کار دارد. در تابع تولید پیشنهادی آنها انرژی ابتدا با سرمایه ترکیب می‌شود و حاصل ترکیب آنها بعد از ترکیب با عامل کار، محصول را ایجاد می‌کند. بنابراین، مصرف انرژی بدون اثر گذاشتن بر تولید نهایی کار، تولید نهایی سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

1. Pindyck
2. Douglas
3. Berndt & Wood

با توجه به مطالب مورد اشاره در بالا و دیگر شواهد نظری موجود در خصوص توجیه وجود ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی، که به دلیل صرفه‌جویی در فضای بحث از ذکر آنها صرف‌نظر شده است، می‌توان وجود چنین رابطه‌ای را از دیدگاه نظری تا حدود زیادی منطقی و قابل توجیه تلقی کرد.

۲. ساختار مصرف انرژی در ایران

۲-۱. روند مصرف نهایی انرژی در ایران

به دنبال تغییرات ساختاری اقتصاد ایران خصوصاً از دهه ۱۳۴۰ به بعد و نیز، رشد و توسعه صنایع و به کارگیری تجهیزات مصرف کننده نو و همچنین رشد شهرنشینی، مصرف انواع حاملهای انرژی رو به افزایش گذاشت. بعد از پیروزی انقلاب اسلامی و تحولات سیاسی- اقتصادی کشور، تولید و مصرف کل انرژی در داخل آفت نمود و با شروع جنگ تحمیلی و صدمات وارد به بخش عرضه، این کاهش در مصرف، حالت اجبار به خود گرفت (جیره بندی). بعد از آزادسازی مصرف فرآورده‌های نفتی از سال ۱۳۶۸ به بعد، مجدداً مصرف انرژی رشدی شتابان به خود گرفته است، به طوری که طی سالهای برنامه اول مصرف انرژی به طور متوسط رشدی معادل ۷/۸۲ درصد داشته است. در برنامه دوم توسعه، رشد مصرف انرژی سالانه به طور متوسط ۳/۰۷ درصد بوده است که این کاهش در نتیجه مستقیم برنامه ریزیهای دولت در جهت کاهش مصرف حاملهای انرژی بوده است. مصرف انرژی طی سالهای ۱۳۷۸-۱۳۸۱ سالانه به طور متوسط ۶/۸۶ درصد رشد داشته است.^۱

۲-۲. روند مصرف فرآورده‌های نفتی

مصرف فرآورده‌های عمده نفتی (گاز مایع، بنزین، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره) طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۵۶ سالانه به طور متوسط ۱۴/۰۸ درصد رشد داشته است. این رشد بین سالهای ۱۳۵۷-۱۳۶۷ به دلیل شرایط انقلاب و جنگ به ۴/۶۶ درصد کاهش یافت. در برنامه‌های اول و دوم توسعه، کاهش مصرف فرآورده‌های نفتی مورد نظر بوده است. چنین هدفی در برنامه اول محقق نشده است، در حالی که در برنامه دوم موفقیت در این خصوص خیلی زیاد بوده است. مصرف فرآورده‌های نفتی طی سالهای ۱۳۷۵-۱۳۸۱ به طور متوسط دارای رشدی معادل ۱/۵۸ درصد بوده است. این امر به طور عمده به دلیل جایگزینی فرآورده‌های نفتی با گاز طبیعی، اعمال سیاستهای تغییر الگوی مصرف و همچنین، صرفه‌جویی نسبی در فرآورده نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره است. البته، میزان مصرف گاز مایع به دلیل خودروهای سواری گازسوز و بنزین موتور به دلیل افزایش عرضه خودروها و فن‌آوری نامناسب آنها روند فزاینده‌ای داشته است. در سالهای اخیر بیشترین سهم مصرف فرآورده‌های نفتی به

۱. ارقام ارائه شده در این قسمت بر اساس ارقام جدول شماره (۲۵-۱) ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۱ صص ۹۱-۹۶ محاسبه شده است.

نفت گاز و بنزین و کمترین سهم به گاز مایع اختصاص داشته است (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۱، صص ۱۲۵-۱۳۵).

۲-۳. روند مصرف گاز طبیعی

ویژگیهای خاص گاز طبیعی از ابعاد اقتصادی و زیست محیطی، این حامل انرژی را به عنوان یک عامل تولیدی مهم در بخشهای تولیدی و نیز، یک حامل انرژی مطلوب در بخشهای مصرف کننده نهایی معرفی نموده است. علاوه بر این، ایران دومین کشور دارنده ذخایر گاز طبیعی در سطح جهان است. مجموعه این شرایط باعث شده است که افزایش سهم مصرف گاز طبیعی در سبد انرژی مصرفی کشور و جایگزینی آن به جای فراورده‌های نفتی به عنوان یکی از سیاستهای راهبردی حاکم بر بخش انرژی تعیین شود. مصرف گاز طبیعی در سال ۱۳۴۶ برابر با ۰/۷ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده که به ترتیب به ۱۳/۴ و ۱۷۲/۴ در سالهای ۱۳۵۷ و ۱۳۷۴ رسیده است. مصرف گاز طبیعی در این سالها به طور متوسط از رشدی معادل با ۲۲/۵۹ درصد برخوردار بوده است. مصرف گاز طبیعی طی سالهای ۱۳۷۵-۱۳۸۱ سالانه به طور متوسط ۱۱/۶۷ درصد رشد داشته است. در ایران بخشهای خانگی و تجاری، صنعت و بخش نیروگاهی به ترتیب، از عمده‌ترین مصرف‌کنندگان گاز طبیعی در کشور هستند (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۱، صص ۱۶۶-۱۷۲).

۲-۴. روند مصرف برق

در سال ۱۳۸۱ حدود ۱۱۰۴۹۲ میلیون کیلووات برق در کشور به مصرف رسیده است. مصرف برق در سال ۱۳۴۶ برابر با ۲/۲ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده است که این رقم در سالهای ۱۳۵۷ و ۱۳۷۵ به ترتیب ۱۰ و ۴۴/۱ میلیون بشکه بوده است. مصرف برق طی سالهای ۱۳۷۵-۱۳۸۱ سالانه به طور متوسط ۸/۱۳ درصد رشد داشته است. بخشهای خانگی، عمومی، تجاری، صنعتی و کشاورزی عمده‌ترین مصرف‌کنندگان نهایی انرژی الکتریکی در کشور هستند. در سال ۱۳۸۱، بخش خانگی با سهمی بالغ بر ۳۳/۷ درصد و بخش صنعت با سهمی بالغ بر ۳۱/۹ درصد از کل مصرف نهایی برق، بیشترین مصرف انرژی الکتریکی را در بین بخشهای مختلف به خود اختصاص داده‌اند (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۱، صص ۲۰۵-۲۱۱).

۲-۵. روند مصرف سوختهای جامد

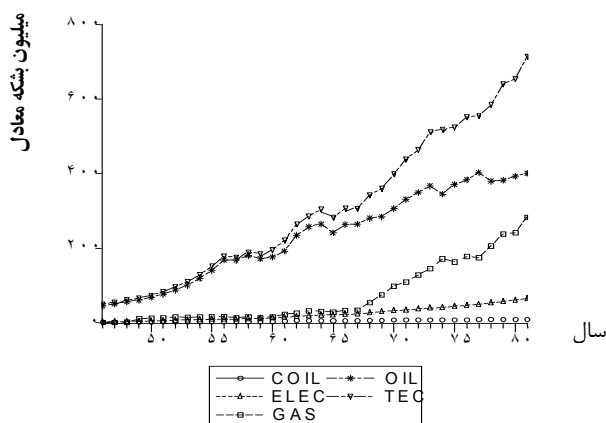
سوختهای جامد شامل زغال سنگ و سوختهای غیرتجاری است. سوختهای غیرتجاری شامل فراورده‌های جنگلی و فضولات دامی است. روستاییان و دامداران حواشی جنگل و جنگل نشینان از عمده‌ترین مصرف‌کنندگان سوختهای غیرتجاری هستند. در مورد مصرف سوختهای غیرتجاری در سطح

بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و...

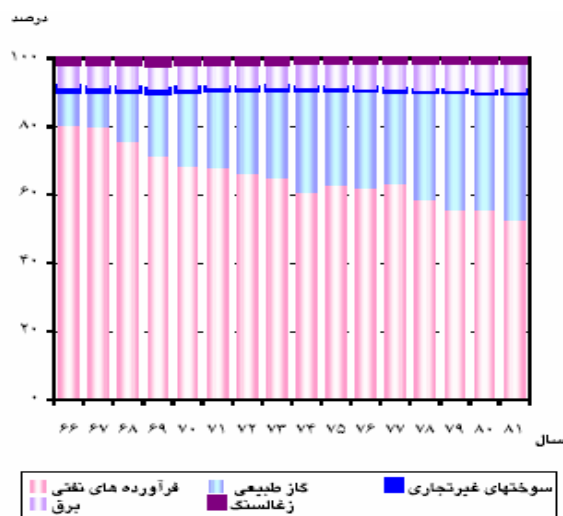
کل کشور آمار دقیقی در دست نیست. کل مصرف سوختهای جامد در سال ۱۳۴۶ برابر با ۵/۵ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده که این رقم در سالهای ۱۳۷۵ و ۱۳۸۱ به ترتیب برابر با ۱۱/۲ و ۱۰/۳ میلیون بشکه است. طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۷۵ مصرف سوختهای جامد سالانه به طور متوسط ۲/۵۷ درصد رشد داشته است که این رقم در فاصله سالهای ۱۳۷۵-۱۳۸۱ به ۱/۶۶- درصد رسید (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۱، صص ۲۳۵-۲۳۴ و ۲۴۵).

نمودارهای (۱) و (۲) مصرف انواع حاملهای انرژی و همچنین، سهم این حاملها از مصرف نهایی انرژی را نشان می دهد. همان گونه که در این نمودارها مشاهده می کنیم، فرآورده های نفتی (LOIL) و گاز (LGAS) همواره بیشترین سهم از مصرف نهایی انرژی را طی سالهای مختلف به خود اختصاص داده و کمترین سهم به برق (LELEC) و سوختهای جامد (LCOIL) اختصاص داشته است.

نمودار-۱. مصرف انواع حاملهای انرژی



نمودار-۲. مصرف سرانه انرژی و شدت انرژی



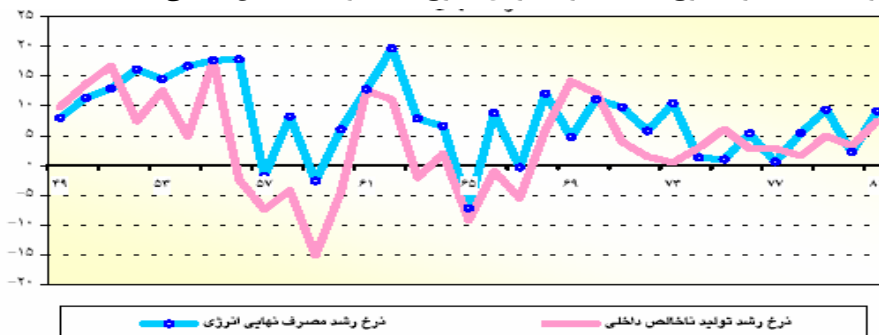
۲-۶. مصرف سرانه انرژی و شدت انرژی

در ایران فراوانی نسبی منابع انرژی باعث شده که مصرف سرانه و شدت انرژی (میزان انرژی مصرفی برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات) در مقایسه با کشورهای مشابه با ساختارهای مشابه و منابع انرژی کمتر، بالاتر باشد. به عبارت دیگر، کالاهای انرژی‌بر تا حدودی بالا بودن مصرف سرانه و شدت انرژی در ایران را توجیه می‌کند. البته با توجه به فراوانی و غنای منابع انرژی ایران، این کشور می‌تواند در صنایع و فعالیتهای اقتصادی انرژی‌بر دارای مزیت باشد و حتی ممکن است تا حدودی شدت بالای انرژی منطقی به نظر برسد. ولی آمار و اطلاعات نشان می‌دهد که شدت انرژی در کشور در مقایسه با اغلب کشورهای عضو اوپک بالاتر است. اگرچه در سالهای اخیر سهم گاز طبیعی (با آلاینده‌گی کمتر) از کل انرژی مصرفی کشور افزایش یافته است، باید توجه کرد که به طور کلی، سطح بالای شدت انرژی می‌تواند دارای اثرات منفی بر محیط زیست باشد. می‌توان با اتخاذ سیاستهای مناسب عرضه و تقاضای انرژی، از دور خارج کردن ماشینها، موتورها و تجهیزات قدیمی و جایگزینی آنها با ماشینهای نو، به ویژه در بخشهای انرژی‌بر، یعنی خانگی و تجاری، حمل و نقل، صنعت و تولید برق، ضمن افزایش بهره‌وری انرژی از شدت انرژی کاست (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۱، صص ۱۲-۱۱).

۲-۷. مقایسه روند مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران

آمار و اطلاعات موجود در مورد مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای کشورهای مختلف و ایران حاکی از آن است که اولاً، ارتباط معنی‌داری بین مصرف انرژی و رشد تولید وجود دارد (نمودار ۳)؛ به نحوی که اگر انرژی را مانند سایر عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه، تکنولوژی و غیره) در نظر بگیریم، افزایش در مصرف انرژی می‌تواند سطح تولید را افزایش دهد. این موضوع، در قالب تابع تولید که ارتباط فنی میان سطح تولید با هریک از نهاده‌ها را مشخص می‌کند، قابل بررسی است. ثانیاً، مصرف انرژی در مراحل مختلف رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی می‌کند. براساس این الگو، در مراحل اولیه رشد اقتصادی نرخ رشد مصرف انرژی بیش از نرخ رشد تولید ناخالص ملی است، ولی به تدریج روند فوق معکوس می‌شود به نحوی که ممکن است نرخ رشد تولید ناخالص ملی از نرخ رشد مصرف انرژی پیشی گیرد (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۱، صص ۱۲-۱۴).

نمودار ۳- تغییرات نرخ رشد مصرف انرژی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی



مأخذ: ترازنامه انرژی، سال ۱۳۸۱، ص ۱۴

۳. ادبیات موضوع و مروری بر مطالعات انجام شده

تاکنون مطالعات زیادی در مورد رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی انجام شده است. این مطالعات نتایج متناقض و ناسازگاری را نشان می‌دهند. این نتایج متناقض جدای از تفاوت‌های سیاسی، ساختاری و نهادی مربوط به کشورهای مورد مطالعه، ناشی از تفاوت در روش‌شناسی، نوع تکنیک علیت و ساختار وقفه‌ای به کار گرفته شده در مدل‌های مورد استفاده است.

مسیح و مسیح در سال ۱۹۹۷ با استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی، قیمت‌ها و درآمد واقعی در دو کشور کره و تایوان پرداختند. قیمت به این دلیل وارد مدل شده است که تأثیر مهمی بر درآمد و مصرف انرژی در این دو کشور دارد. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که نرخ تغییر قیمت‌ها باعث تغییر در مصرف انرژی می‌شود که خود باعث تغییر در رشد اقتصادی می‌گردد.

چنگ و لای^۱ در سال ۱۹۹۷ با استفاده از آزمون علیت گرنجری هشیائو به یک رابطه علیت یک طرفه از تولید ناخالص ملی به مصرف انرژی در دوره زمانی ۱۹۵۵-۱۹۹۳ برای کشور تایوان دست یافتند. یانگ^۲ در سال ۲۰۰۰ علیت گرنجری بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی را با استفاده از آزمون استاندارد علیت گرنجر و داده‌های مربوط به دوره ۱۹۵۴-۱۹۹۷ مورد آزمون مجدد قرار داد. او همچنین رابطه علیت گرنجری بین تولید ناخالص داخلی و مصرف حامل‌های انرژی شامل: زغال سنگ، نفت، گاز طبیعی و الکتریسته را نیز آزمون کرد. بر این اساس، او نتیجه می‌گیرد که یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین مصرف انرژی کل و تولید ناخالص داخلی وجود دارد. او همچنین نتیجه می‌گیرد که یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین تولید ناخالص داخلی، مصرف الکتریسته و زغال سنگ وجود دارد. اما یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف نفت و همچنین، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف گاز به تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

عقیل و بوت^۳ در سال ۲۰۰۱ با استفاده از آزمون علیت گرنجری هشیائو به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور پاکستان طی دوره ۱۹۵۵-۱۹۹۶ پرداختند. آنها همچنین انرژی را به اجزای مختلف آن شامل فراورده‌های نفت، گاز و الکتریسته تقسیم بندی کرده و رابطه علیت گرنجری بین مصرف این اجزای انرژی با رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون حاکی از آن است که رشد اقتصادی، علت مصرف انرژی کل است. بررسی‌های بیشتر نشان داده است که رشد اقتصادی منجر به رشد مصرف فراورده‌های نفتی خواهد شد. در بخش گاز، رابطه علیت گرنجری بین مصرف گاز و رشد اقتصادی وجود ندارد. در بخش نیرو، مصرف الکتریسته منجر به رشد اقتصادی خواهد شد. اما اثر بازگشتی از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسته وجود ندارد.

1. Cheng and Lai
2. Yang
3. Anjum Aqeel and Mohammad Sabihuddin Butt

فاتای^۱ و دیگران در سال ۲۰۰۴ به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد تولید واقعی در کشورهای نیوزلند و استرالیا در دوره زمانی ۱۹۶۰-۱۹۹۹ پرداختند تا تأثیرات ممکن سیاست صرفه‌جویی در مصرف انرژی بر رشد واقعی را بررسی کنند. متغیرهای مورد استفاده آنها عبارتند از: کل مصرف نهایی انرژی، مصرف انرژی در بخش صنعت، تولید ناخالص داخلی واقعی و همچنین، مصرف حاملهای مختلف انرژی شامل مصرف زغال سنگ، گاز طبیعی، برق و فرآورده‌های نفتی. نتایج آزمون استاندارد علیت گرنجر در مورد کشور نیوزلند نشان می‌دهد که بین مصرف نفت، گاز و زغال سنگ با تولید ناخالص داخلی واقعی رابطه علیت گرنجری وجود ندارد و این متغیرها نسبت به هم خنثی هستند. از طرف دیگر، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از تولید ناخالص داخلی واقعی به کل مصرف نهایی انرژی و مصرف انرژی در بخش صنعت وجود دارد. به منظور قوت بخشیدن به نتایج، از روش تودا و یاماموتو نیز برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها استفاده شده است. در مورد کشور نیوزلند نتایج روش تودا و یاماموتو نیز مشابه با نتایج آزمون استاندارد علیت گرنجر است.

نتایج آزمون استاندارد علیت گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا در مورد کشور استرالیا بیانگر این است که فقط در کوتاه‌مدت روابط علیت گرنجری یک طرفه از تولید ناخالص داخلی واقعی به مصرف برق و کل مصرف نهایی انرژی وجود دارد. به منظور قوت بخشیدن به نتایج، از روش تودا و یاماموتو نیز استفاده شده است که نتایج این روش تأیید کننده نتایج روشهای قبل در مورد کشور استرالیا است.

ملکی در سال ۱۳۷۸ با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۷۶ پرداخته است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی، واردات و قیمت است. واردات به این دلیل وارد مدل شده است که درجه وابستگی اقتصاد ایران به ویژه در این دوره، به ارز یا واردات نسبتاً بالا بوده است. قیمت هم می‌تواند تحت تأثیر سه متغیر یاد شده قرار گیرد و بر آنها نیز تأثیر بگذارد. داده‌ها همگی به صورت فصلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. یافته‌های حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی به تولید داخلی وجود دارد. علاوه بر این، یک ارتباط ضعیف نیز از رشد اقتصادی به مصرف انرژی تنها در بلندمدت وجود دارد.

ابریشمی و مصطفایی در سال ۱۳۸۰ به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۸ پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱، جمع مصرف چهار فرآورده عمده نفتی شامل بنزین، موتور، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره، موجودی سرمایه کل اقتصاد به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱، سطح اشتغال و متغیر موهومی که برای سالهای بعد از جنگ ارزش یک و برای سالهای جنگ و قبل از آن ارزش صفر را اختیار کرده است. در ضمن، همه متغیرها به صورت لگاریتمی به کار رفته‌اند. آنها به منظور بررسی تأثیر متقابل بین تولید

1. Fatai et. al.

ناخالص داخلی و مصرف فراورده‌های عمده نفتی از مدل‌های تصحیح خطای برداری استفاده کرده‌اند. با توجه به اینکه موجودی سرمایه و اشتغال نیز بر طبق نظریه‌های اقتصادی از عوامل مؤثر بر رشد هستند، این دو متغیر نیز وارد مدل شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت رابطه علیت گرنجری از مصرف فراورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی وجود ندارد، ولی در بلندمدت رابطه علیت گرنجری از مصرف فراورده‌ها به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. همچنین در کوتاه‌مدت، رابطه علیت ضعیفی از تولید به مصرف فراورده‌ها وجود دارد و در بلندمدت نیز، رابطه علیت از تولید ناخالص داخلی به مصرف فراورده‌ها وجود دارد. بنابراین، آنها به عنوان یک نتیجه‌گیری سیاستی پیشنهاد می‌کنند که اگر هدف سیاست کلان کشور سرعت بخشیدن به روند توسعه اقتصادی و اجتماعی باشد، باید از سیاستهای شدید تحدید مصرف فراورده‌های عمده نفتی که منجر به کاهش تقاضا و کارایی عوامل تولید می‌گردد، جلوگیری شود. آنها توصیه می‌کنند که کاهش در مصرف فراورده‌های نفتی از طریق افزایش کارایی مصرف صورت پذیرد.

۴. روش تحقیق

۴-۱. آزمون استاندارد علیت گرنجر

گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علّت حال یا گذشته باشد، بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (Y_t) با استفاده از مقادیر گذشته (X_t) با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از آن مقادیر استفاده نمی‌شود، پیش بینی شود، در این صورت (X_t) را علّت گرنجری (Y_t) می‌گویند. در آزمون علیت گرنجری برای اینکه فرضیه " (X_t) علّت گرنجری (Y_t) نیست" آزمون شده شود، یک مدل خود توضیح برداری (VAR)^۱ به شکل زیر تشکیل داده می‌شود:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

اگر $\beta_i = 0$ ($i = 1, 2, \dots, k$) باشد، در آن صورت X_t علّت گرنجری Y_t نیست. البته در این آزمون طول وقفه k تا حدودی انتخابی است. جیوئیک^۲ (۱۹۸۴) بیان می‌کند که اعتبار این آزمون به رتبه مدل خودتوضیح برداری و پایایی و ناپایایی متغیرها بستگی دارد. اگر متغیرها ناپایا باشند، اعتبار این آزمون کاهش می‌یابد. گرنجر (۱۹۸۶) بیان می‌کند که این آزمون زمانی معتبر است که متغیرها همجمع نباشند. پس در ابتدا، باید پایایی و ناپایایی متغیرها و سپس، رابطه همجمعی بین آنها را بررسی کنیم. اگر متغیرها پایا از درجه یک بوده، ولی همجمع نباشند، می‌توان یک مدل خودتوضیح برداری روی تفاضل اول متغیرها تشکیل داد و سپس آزمون را انجام داد.

1. Vector Autoregression
2. Geweke

از طرف دیگر، نتایج آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه‌های مناسب ایجاد اریب^۱ خواهد کرد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل خودتوضیح‌برداری باعث می‌شوند که تخمینها ناکارآمد باشند (چنگ و لای، ۱۹۹۷).

۲-۴. آزمون سیمز

آزمون سیمز^۲ (۱۹۷۲) یکی دیگر از آزمونهای معروف برای بررسی رابطه علیت گرنجری است. سیمز از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علت حال باشد، استفاده می‌کند و برای آزمون این مسئله که آیا X_t علت گرنجری Y_t است یا نه، X_t را به شکل زیر روی مقادیر گذشته X_t و مقادیر گذشته و آینده Y_t برآورد می‌کند:

$$X_t = \delta + \delta_1 X_{t-1} + \delta_2 X_{t-2} + \delta_3 X_{t-3} + \theta_1 Y_{t+3} + \theta_2 Y_{t+2} + \theta_3 Y_{t+1} + \theta_4 Y_{t-1} + \theta_5 Y_{t-2} + \theta_6 Y_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2)$$

اگر با آزمون F فرضیه $H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = \theta_6 = 0$ رد شد، نتیجه می‌گیریم که X_t علت گرنجری Y_t است. این آزمون نیز مانند آزمون استاندارد علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است و طول وقفه‌های مختلف اغلب نتایج متفاوتی را به دنبال خواهد داشت. به عنوان یک قاعده عملی بهتر است تا آنجایی وقفه وارد مدل کنیم که جملات پسماند دارای مشکل خود همبستگی نباشند. در این آزمون همچنین به دلیل ورود مقادیر آینده متغیرها در مدل درجات آزادی نیز کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه آزمون استاندارد علیت گرنجر و آزمون سیمز نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است و طول وقفه‌های مختلف اغلب نتایج متفاوتی را به دنبال خواهند داشت، از این رو برای حل این مشکل هشیائو (۱۹۸۱) یک روش خود رگرسیو سیستماتیک^۳ برای انتخاب طول وقفه بهینه برای هر کدام از متغیرها ارائه داد.

۳-۴. آزمون علیت گرنجر هشیائو^۴

روش هشیائو در دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول، مجموعه ای از رگرسیونهای خودرگرسیو روی متغیر وابسته تخمین زده می‌شود. در معادله رگرسیون اول، متغیر وابسته یک وقفه خواهد داشت و در رگرسیونهای بعدی به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد. m رگرسیونی که تخمین زده می‌شود به شکل زیر خواهد بود:

1. bias
2. Sims Test
3. systematic autoregressive method
4. Hsiao's Granger Causality

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

انتخاب طول وقفه بر اساس حجم نمونه و فرایند اقتصادی است. بهتر است m را به اندازه ممکن بزرگ انتخاب کنیم. سپس، برای هر معادله رگرسیون معیار خطای نهایی پیش‌بینی^۱ (FPE) را به صورت زیر محاسبه می‌کنند:

$$FPE(m) = \frac{T + m + 1}{T - m - 1} \frac{ESS(m)}{T} \quad (4)$$

که در آن T حجم نمونه و ESS مجموع مربعات پسماند^۲ است. طول وقفه^۳ بهینه (m^*) طول وقفه‌ای خواهد بود که حداقل معیار خطای نهایی پیش‌بینی را ایجاد کند. در مرحله دوم، هنگامی که m^* تعیین شد، معادلات رگرسیونی به فرم زیر با وقفه‌هایی که بر متغیر دیگر اعمال می‌شود، تخمین زده می‌شود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m^*} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

سپس، معیار خطای نهایی پیش‌بینی را، برای هر معادله رگرسیون به روش زیر محاسبه می‌کنند:

$$FPE(m^*, n) = \frac{T + m^* + n + 1}{T - m^* - n - 1} \frac{ESS(m^*, n)}{T} \quad (6)$$

طول وقفه^۳ بهینه متغیر X طول وقفه ای است که حداقل معیار خطای نهایی پیش‌بینی را ایجاد کند. حال به منظور انجام آزمون علیت گرنجری ($FPE(m^*)$) را با ($FPE(m^*, n^*)$) مقایسه می‌کنیم. اگر $FPE(m^*) < FPE(m^*, n^*)$ باشد، در نتیجه X_t علت گرنجری Y_t نیست؛ ولی اگر $FPE(m^*) > FPE(m^*, n^*)$ باشد، X_t علت گرنجری Y_t است. در آزمون علیت گرنجر هشیاثو لازم است تمام متغیرها پایا باشند و در صورت ناپایایی متغیرها باید ابتدا از آنها تفاضل گیری نمود تا پایا شوند و سپس از تفاضل پایای آنها برای انجام آزمون استفاده کرد (هشیاثو، ۱۹۸۱).

قبل از انجام آزمون علیت گرنجری لازم است آزمونهای ریشه واحد و همجمعی را انجام داد. ولی با توجه به اینکه آزمونهای ریشه واحد دارای قدرت پایینی هستند و آزمونهای همجمعی، مانند آزمون یوهانسون^۳ (۱۹۹۱)، در نمونه‌های کوچک قابل اعتماد نیستند، بنابراین، این مسئله باعث ایجاد آریب در انجام آزمون علیت گرنجر خواهد شد. تودا و یاماموتو در سال (۱۹۹۵) روشی را برای انجام آزمون علیت گرنجر پیشنهاد کردند که با انجام این آزمون می‌توان از مشکلات یاد شده در امان ماند.

1. final prediction error
2. sum of squared error
3. Johanson

۴-۴. آزمون علیت تودا و یاماموتو (TY)

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل توضیح خودرگرسیون برداری (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه همجمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها (k) بهینه مدل خودتوضیح برداری و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d_{\max}) را تعیین کرد و یک مدل خودتوضیح برداری را با تعداد وقفه‌های ($k + d_{\max}$) تشکیل داد. البته، فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{\max}$ باشد. پس اگر مدل دو متغیره زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم که $k + d_{\max} = 2$ باشد، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

که در آن، بردار جملات اخلاص و از نوع اغتشاش سفید^۱ است.

به عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که X_1 علت گرنجر X_2 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره آزمون مورد استفاده آماره والد (Wald) است که دارای توزیع χ^2 مجانبی^۲ با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. آماره آزمون مورد استفاده صرف‌نظر از اینکه متغیرهای x_{1t} و x_{2t} پایا از هر درجه‌ای، غیرهمجمع یا همجمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود. زاپاتا و رامبالدی^۳ (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبه مدل خودتوضیح برداری و درجه پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند.

۴-۵. الگوی تصحیح خطا

گرنجر (۱۹۸۸) بیان می‌کند که در صورت وجود یک رابطه همجمعی بین دو متغیر، علیت به مفهوم گرنجری حداقل در یک جهت (یک طرفه یا دو طرفه) بین آنها وجود خواهد داشت. به هر حال اگرچه آزمون همجمعی می‌تواند وجود یا عدم وجود رابطه علیت گرنجری بین متغیرها را معین کند، اما نمی‌تواند جهت رابطه علیت را مشخص کند. انگل و گرنجر^۴ (۱۹۸۷) بیان می‌کنند که اگر دو متغیر X_t

1. white noise
2. asymptotic
3. Zapata and Rambaldi
4. Engle and Granger

و Y_t همجمع باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری^۱ بین آنها وجود خواهد داشت. در نتیجه می‌توان برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از یک مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرد. الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مربوط می‌سازد، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-i} + \lambda \varepsilon_{t-i} + v_t \quad (۸)$$

به هر حال، جزء تصحیح خطا $(\lambda \varepsilon_{t-i})$ در مدل تصحیح خطا یک مسیر اضافی برای بررسی رابطه علیت گرنجری به روی ما می‌گشاید، چیزی که در آزمونهای علیت گرنجر و سیمز نادیده گرفته شده است. اگر متغیرهای مورد بررسی مثلاً پایای از درجه یک و همجمع نیز باشند، استفاده از یک مدل خودتوضیح برداری روی تفاضل اول متغیرها به جای استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها، به علت حذف جزء تصحیح خطا $(X_{t-1} - \beta Y_{t-1})$ واریانس معادله رگرسیون را افزایش می‌دهد و بنابراین، آماره والد مورد نظر اریب خواهد داشت. این مسئله باعث قضاوت‌های نادرست در مورد جهت رابطه علیت می‌شود. علاوه بر تعیین جهت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها، مدل تصحیح خطای برداری ما را قادر می‌سازد که بین علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت قابل شویم. معنی‌دار نبودن λ می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که رابطه علیت گرنجری در بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد یا اینکه متغیر وابسته یک متغیر برونزای ضعیف^۲ است. معنی‌دار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که در کوتاه‌مدت رابطه علیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد. معنی‌دار نبودن مجموع وقفه‌های هر کدام از متغیرهای توضیحی توأم با λ می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که در بلندمدت رابطه علیت گرنجری بین هر کدام از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد (مسیح و مسیح، ۱۹۹۷، صص ۴۲۲-۴۲۵).

۵. ارائه مدل و تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

با توجه به اینکه در آزمون علیت تودا و یاماموتو (۱۹۹۵)، اطلاع در مورد ویژگیهای همجمعی سیستم ضروری نیست و در عین حال این آزمون به سادگی انجام می‌شود، بنابراین در این تحقیق، به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از روش تودا و یاماموتو (TY) استفاده می‌شود. در ضمن، به منظور قوت بخشیدن به نتایج از روش تصحیح خطا نیز برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین

1. vector error correctin model
2. weakly exogenous

متغیرهای مورد نظر استفاده می‌شود و سپس نتایج این دو روش با یکدیگر مقایسه خواهند شد. در روش تصحیح خطا برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. بعد از تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، به منظور بررسی جهت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها و همچنین، علیت گرنجری در کوتاه‌مدت و بلندمدت از مدل‌های تصحیح خطا استفاده می‌شود.

همان‌طور که اشاره شد، در این تحقیق هدف، بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف حامل‌های مختلف انرژی و رشد اقتصادی طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۸۱ است. متغیرهای مورد استفاده در الگوها عبارتند از: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ ($RGDP$)، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ ($LCPI$)، کل مصرف نهایی انرژی ($LTEC$)، مصرف فراورده‌های نفتی ($LOIL$)، مصرف سوخت‌های جامد ($LCOIL$)، مصرف گاز طبیعی ($LGAS$) و مصرف برق ($LELEC$) بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام. در ضمن تمام متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. با توجه به نظر مسیح و مسیح (۱۹۹۷)، به دلیل در دسترس نبودن قیمت‌های انرژی در محدوده سری زمانی مورد نظر از شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان تقریبی از قیمت‌های انرژی استفاده شده است.

۵-۱. نتایج روش تودا و یاماموتو

در این روش به اطلاعاتی در مورد درجه پایایی متغیرها نیازمندیم. بنابراین ابتدا، با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم یافته پایایی متغیرها آزمون شده است. نتایج این آزمون در جدول (۱) خلاصه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها به جز نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ناپایا هستند. همگی با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین کل مصرف نهایی انرژی ($LTEC$) و رشد اقتصادی از یک مدل خودرگرسیون برداری شامل متغیرهای $RGDP$ ، $LTEC$ و $LCPI$ با معادلاتی نظیر معادله (۹) و (۱۰) و با تعداد دو وقفه استفاده می‌کنیم. تعداد دو وقفه از جمع رتبه مدل خود توضیح برداری و درجه پایایی ماکزیمم (در این حالت یک) به دست آمده است. رتبه مدل خودتوضیح برداری با توجه به معیار آکائیک برابر با یک است.

$$RGDP_t = C_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} RGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} LOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} LCPI_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$LOIL_t = C_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} RGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} LOIL_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} LCPI_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

جدول (۱) نتایج آزمون والد در مورد معنی داری ضرایب با وقفه متغیرهای به کار رفته در معادلاتی نظیر معادلات (۱) و (۲) را نشان می‌دهد. همان گونه که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از کل مصرف نهایی انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	عرض از مبدأ	روند	تعداد وقفه	آماره آزمون	مقادیر بحرانی مکینون	سطح معنی داری
سطح	*RGDP	×	۰	-۳/۵۱۴	-۲/۹۵۹	%۵
	LCPI	×	۰	-۲/۸۷۴	-۳/۵۵۶	%۵
	LTEC	×	۰	-۲/۳۷۸	-۳/۵۵۱	%۵
	LOIL	×	۰	-۱/۹۱۶	-۳/۵۵۱	%۵
	LCOIL	×	۰	-۲/۸۸۲	-۲/۹۵۵	%۵
	LGAS	×	۰	-۱/۶۳۷	-۳/۵۵۶	%۵
	LELEC	×	۱	-۳/۱۸۲	-۳/۵۵۶	%۵
فواصل کوتاه اول	*DLCPI	×	۰	-۷/۶۴	-۲/۹۵۹	%۵
	*DLTEC	—	۲	-۳/۰۷	-۲/۹۵۹	%۵
	*DLOIL	×	۰	-۳/۷۳۷	-۲/۹۵۹	%۵
	*DLCOIL	×	۰	-۴/۴۰۶	-۲/۹۵۹	%۵
	*DLGAS	×	۰	-۴/۶۸۵	-۲/۹۵۹	%۵
	*DLELEC	×	۰	-۳/۳۶۱	-۲/۹۵۹	%۵

* نشان دهنده پایایی متغیرها است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۲- نتایج آزمون والد

نتیجه گیری	آماره والد (χ^2) *	H_0	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار
$LTEC \rightarrow RGDP$	۱۳/۰۹ (۰/۰۰۱)	$\beta_{\lambda i} = 0 (i = 1, 2)$	RGDP	LTEC
$RGDP \rightarrow LTEC$	۳/۲۲ (۰/۱۹۹)	$\alpha_{\lambda i} = 0$	LTEC	RGDP

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده p-value مربوط به آماره مورد نظر است.

مأخذ: نتایج تحقیق

برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف فراورده‌های نفتی و رشد اقتصادی از یک مدل خود توضیح برداری شامل متغیرهای لگاریتم مصرف فراورده‌های نفتی (*LOIL*)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (*RGDP*) و لگاریتم شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (*LCPI*) با دو وقفه استفاده شده است. همان گونه که در جدول (۳) مشاهده می‌کنیم، مصرف فراورده‌های نفتی علیت گرنجری رشد اقتصادی به شمار می‌رود. اما تنها یک رابطه علیت گرنجری ضعیف (در سطح ۱۰٪) از رشد اقتصادی به مصرف فراورده‌های نفتی مشاهده می‌شود. این نتایج با نتایج تحقیق ابریشمی (۱۳۸۰) که در بلندمدت به یک رابطه علیت گرنجری از مصرف فراورده‌های نفتی به تولید ناخالص داخلی و در کوتاه‌مدت به یک رابطه علیت گرنجری ضعیف از تولید ناخالص داخلی به مصرف فراورده‌های نفتی دست یافت، هماهنگ است.

جدول ۳- نتایج آزمون والد

نتیجه گیری	آماره والد (χ^2)*	H_0	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار
<i>LOIL</i> → <i>RGDP</i>	۱۲/۴۱ (۰/۰۰۲)	$\beta_i = 0 (i = 1, 2)$	RGDP	LOIL
<i>RGDP</i> → <i>LOIL</i>	۴/۹ (۰/۰۸۶)	$\alpha_i = 0$	LOIL	RGDP

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده p-value مربوط به آماره مورد نظر است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول (۴) نتایج آزمون والد در مورد معنی‌داری ضرایب با وقفه متغیرهای به کار رفته در معادلاتی نظیر معادلات (۹) و (۱۰) شامل متغیرهای *RGDP*، لگاریتم مصرف سوختهای جامد (*LCOIL*) و *LCPI* با دو وقفه را نشان می‌دهد. همان گونه که در جدول (۴) مشاهده می‌کنیم، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف سوختهای جامد وجود دارد.

جدول ۴- نتایج آزمون والد

نتیجه گیری	آماره والد (χ^2)*	H_0	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار
<i>LCOIL</i> → <i>RGDP</i>	۲/۲۶ (۰/۳۲۳)	$\beta_i = 0 (i = 1, 2)$	RGDP	LCOIL
<i>RGDP</i> → <i>LCOIL</i>	۷/۹۷ (۰/۰۱۹)	$\alpha_i = 0$	LCOIL	RGDP

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده p-value مربوط به آماره مورد نظر است.

مأخذ: نتایج تحقیق

برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرهای مصرف گاز طبیعی (LGAS) و رشد اقتصادی از یک مدل خودتوضیح برداری (VAR) شامل متغیرهای $RGDP$ ، $LGAS$ و $LCPI$ با معادلاتی نظیر (۹) و (۱۰) و با دو وقفه استفاده می‌کنیم. همان‌گونه که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی وجود دارد.

جدول ۵- نتایج آزمون والد

نتیجه گیری	آماره والد (χ^2) [*]	H_0	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار
$LGAS \mapsto RGDP$	۲/۰۸ (۰/۳۵۴)	$\beta_{\gamma i} = 0 (i = 1, 2)$	RGDP	LGAS
$RGDP \rightarrow LGAS$	۱۲/۴۹ (۰/۰۰۲)	$\alpha_{\gamma i} = 0$	LGAS	RGDP

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده p-value مربوط به آماره مورد نظر است.

مأخذ: نتایج تحقیق

برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرهای مصرف برق (LELEC) و رشد اقتصادی از یک مدل خودتوضیح برداری شامل متغیرهای $RGDP$ ، $LELEC$ و $LCPI$ با معادلاتی نظیر (۹) و (۱۰) و با تعداد دو وقفه استفاده می‌کنیم. همان‌گونه که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف برق به رشد اقتصادی وجود دارد.

جدول ۶- نتایج آزمون والد

نتیجه گیری	آماره والد (χ^2) [*]	H_0	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار
$LELEC \rightarrow RGDP$	۸/۲۹ (۰/۰۱۶)	$\beta_{\gamma i} = 0 (i = 1, 2)$	RGDP	LELEC
$RGDP \mapsto LELEC$	۰/۱۸۶۸ (۰/۶۴۸)	$\alpha_{\gamma i} = 0$	LELEC	RGDP

* اعداد داخل پرانتز نشان دهنده p-value مربوط به آماره مورد نظر است.

مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۲. نتایج روش تصحیح خطا

با توجه به اینکه قبل از به‌کارگیری روش تصحیح خطا، باید رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها را بررسی کنیم، بنابراین در ابتدا، با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی رابطه بلندمدت بین متغیرها بررسی می‌شود.

۵-۲-۱. نتایج روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی

در این قسمت وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مصرف حامل‌های مختلف انرژی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی را با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی آزمون می‌کنیم. مزیت این روش در این است که علاوه بر تعیین تعداد بردارهای همجمعی (تعداد روابط بلندمدت بین متغیرها)، بر خلاف روش یوهانسون نیازی به دانستن درجه جمعی^۱ متغیرهای موجود در مدل وجود ندارد. برای این منظور معادلاتی نظیر (۱۱) و (۱۲) که در آن X_t لگاریتم متغیر مصرف حامل‌های مختلف انرژی، $RGDP$ نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و $LCPI$ شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی است، تخمین زده می‌شود.

$$\Delta RGDP_t = a_1 + \sum_{i=1}^k b_{i1} \Delta RGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i1} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{i1} \Delta LCPI_{t-i} + \sigma_1 RGDP_{t-1} + \sigma_2 X_{t-1} + \sigma_3 LCPI_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$\Delta X_t = a_2 + \sum_{i=1}^k b_{i2} \Delta RGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i2} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{i2} \Delta LCPI_{t-i} + \omega_1 RGDP_{t-1} + \omega_2 X_{t-1} + \omega_3 LCPI_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

سپس در معادله (۱۱) که متغیر $RGDP$ متغیر وابسته است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ($H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = 0$) را در برابر فرضیه مخالف ($H_1: \sigma_1 \neq \sigma_2 \neq \sigma_3 \neq 0$) با استفاده از آماره F که آن را $F_{RGDP}(RGDP|X, LCPI)$ می‌نامیم، آزمون می‌کنیم. اگر آماره F محاسباتی بیشتر از حد بالای محدوده مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی پسران و همکاران (۱۹۹۶) تجاوز نماید، فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را رد می‌کنیم. اگر آماره F محاسباتی کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و چنانچه آماره F محاسباتی درون محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیرمعین و غیرقابل استنباط خواهد بود. در مورد سایر معادلات نیز این رویه را تکرار می‌کنیم. جدول (۶) آماره F محاسباتی و مقادیر بحرانی ارائه شده پسران و همکاران (۱۹۹۶) را نشان می‌دهد.

همان‌گونه که در جدول (۷) مشاهده می‌کنیم، آماره F محاسباتی در حالت $F_{LGAS}(LGAS|RGDP, LCPI)$ از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد و در $F_{LELEC}(LELEC|RGDP, LCPI)$ و $F_{RGDP}(RGDP|LELEC, LCPI)$ از حد بالای مقادیر بحرانی در سطح ۹۰ درصد تجاوز می‌نماید. در نتیجه، در این حالتها یک رابطه بلندمدت بین متغیرها در این سطوح بحرانی وجود خواهد داشت. از طرف دیگر، اگرچه وجود رابطه

1. integration

بلندمدت بین متغیرها بیانگر وجود رابطه علیت گرنجری بین متغیرها حداقل در یک جهت خواهد بود، اما جهت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها را نمی‌تواند تعیین کند. به منظور بررسی جهت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌شود.

جدول ۷- آماره F برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها

آماره F	محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪*	
	I(1)	I(0)
$F_{RGDP}(RGDP LTEC, LCPI) = ۲/۲۷$	۳/۷۹۳	۴/۸۵۵
$F_{LTEC}(LTEC RGDP, LCPI) = ۳/۴۵$	۴/۹۰۳	۵/۸۷۲
$F_{RGDP}(RGDP LOIL, LCPI) = ۲/۲۰۷$	۳/۷۹۳	۴/۸۵۵
$F_{LOIL}(LOIL RGDP, LCPI) = ۲/۹۲۵$	۴/۹۰۳	۵/۸۷۲
$F_{RGDP}(RGDP LCOIL, LCPI) = ۳/۲۰۴$	۳/۷۹۳	۴/۸۵۵
$F_{LCOIL}(LCOIL RGDP, LCPI) = ۴/۱۳۹$	۴/۹۰۳	۵/۸۷۲
$F_{RGDP}(RGDP LGAS, LCPI) = ۳/۳۵۷$	۳/۷۹۳	۴/۸۵۵
$F_{LGAS}(LGAS RGDP, LCPI) = ۳۸/۲۱۱$	۳/۷۹۳	۴/۸۵۵
$F_{RGDP}(RGDP LELEC, LCPI) = ۴/۴۷۸$	۳/۷۹۳	۴/۸۵۵
$F_{LELEC}(LELEC RGDP, LCPI) = ۵/۷۸۴$	۴/۹۰۳	۵/۸۷۲

*محدوده مقادیر بحرانی در حالت وجود عرض از مبدأ و بدون روند در سطح ۹۰٪ = (۳/۱۸۲-۴/۱۲۴) = ۹۰٪
محدوده مقادیر بحرانی در حالت وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در سطح ۹۰٪ = (۴/۲۰۵-۵/۱۰۹) = ۹۰٪
مأخذ: نتایج تحقیق

۲-۵. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا

جدول (۸) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله (۱۳) را در حالتی که متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (RGDP) متغیر وابسته و متغیرهای لگاریتم مصرف برق (LELEC) و لگاریتم شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (LCPI) متغیرهای مستقل هستند را نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها $(k, 1, m)$ با استفاده از معیار آکائیک برابر با $(1, 1, 1)$ بوده است.

$$DRGDP = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLELEC_{t-i} +$$

$$\sum_{i=1}^m \delta_i DLCPI_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

جدول (۹) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از یک مدل تصحیح خطا به شکل معادله (۱۴) در حالی که متغیر لگاریتم مصرف برق (LELEC) متغیر وابسته است نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها (k, l, m) با معیار آکائیک برابر با (۱، ۱، ۱) بوده است.

$$DLELEC = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLELEC_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCPI_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

جدول ۸- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت کوتاه‌مدت ^۱		آزمون علیت بلندمدت		
		DLELEC	DLCPI	ECT	آزمون توأم ^۲	
				ECT_{t-1}	DLELEC & ECT _{t-1}	DLCPI & ECT _{t-1}
H_0	$\gamma_i = 0$	$\delta_i = 0$	$\theta = 0$	$\theta = 0, \gamma_i = 0$	$\theta = 0, \delta_i = 0$	
DRGDP	۱۳۰/۹۱ (۰/۰۰۰)	۱۹/۱۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۷۱ (۰/۰۰۰)	۴۶/۷۵ (۰/۰۰۰)	۵۹/۹ (۰/۰۰۰)	

۱. آزمون معنی‌داری ضرایب با وقفه متغیرها با استفاده از آزمون والد
۲. آزمون معنی‌داری ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون t
۳. آزمون معنی‌داری ضرایب با وقفه متغیرها توأم با ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه با استفاده از آزمون والد
مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۹- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت کوتاه‌مدت		آزمون علیت بلندمدت		
		DRGDP	DLCPI	ECT	آزمون توأم	
				ECT_{t-1}	DRGDP & ECT _{t-1}	DLCPI & ECT _{t-1}
H_0	$\beta_i = 0$	$\delta_i = 0$	$\theta = 0$	$\theta = 0, \beta_i = 0$	$\theta = 0, \delta_i = 0$	
DLELEC	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۸ (۰/۰۰۰)	۴۳/۰۲ (۰/۰۰۰)	۱۴/۴۸ (۰/۰۰۱)	

نتایج به دست آمده از جداول (۸) و (۹) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت با توجه به معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای $DLELEC$ و $DRGDP$ یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی وجود دارد. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (ECT_{t-1}) حاکی از این است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت نیز وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب ($DRGDP$ و ECT_{t-1}) و ($DLELEC$ و ECT_{t-1}) با آماره (χ^2) تأیید می‌شود.

جدول (۱۰) نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از یک مدل تصحیح خطا را به شکل معادله (۱۵) در حالی که متغیر لگاریتم مصرف گاز طبیعی ($LGAS$) متغیر وابسته است نشان می‌دهد. وقفه بهینه متغیرها $(k, 1, m)$ با استفاده از معیار آکائیک برابر با (۱، ۱، ۱) بوده است.

$$DLGAS = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i DRGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DLGAS_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i DLCPI_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

جدول ۱۰- نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت کوتاه‌مدت		آزمون علیت بلندمدت		
		DRGDP	DLCPI	ECT	آزمون توأم	
				ECT_{t-1}	DRGDP & ECT_{t-1}	DLCPI & ECT_{t-1}
	H_0	$\beta_i = 0$	$\delta_i = 0$	$\theta = 0$	$\theta = 0, \beta_i = 0$	$\theta = 0, \delta_i = 0$
DLGAS		۰/۰۱۱ (۰/۱۲۲)	۰/۲۸ (۰/۰۰۱)	-۰/۴۳ (۰/۰۰۰)	۲۳/۱ (۰/۰۰۰)	۲۰/۷ (۰/۰۰۰)

نتایج به دست آمده از جدول (۱۰) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت با توجه به عدم معنی‌داری ضریب متغیر $DRGDP$ رشد اقتصادی علیت گرنجری مصرف گاز طبیعی نیست. از سوی دیگر، معنی‌دار بودن ضریب عبارت تصحیح خطای با وقفه (ECT_{t-1}) حاکی از این است که در بلندمدت رشد اقتصادی علت گرنجری مصرف گاز طبیعی است. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معنی‌داری همزمان ضرایب $DRGDP$ و ECT_{t-1} با آماره (χ^2) تأیید می‌شود.

۵-۳. مقایسه نتایج دو روش تودا و یاماموتو و تصحیح خطا

با توجه به اینکه بر اساس روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی وجود رابطه بلندمدت فقط در سه حالت یاد شده در بخش قبل اثبات گردید، بنابراین نتایج دو روش تودا و یاماموتو و تصحیح خطا فقط در این دو حالت مقایسه می‌شود:

۱. با توجه به روش تصحیح خطا در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی وجود دارد. در حالی که با توجه به روش تودا و یاماموتو فقط یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از لگاریتم مصرف برق به رشد اقتصادی وجود دارد.
۲. با توجه به روش تصحیح خطا در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی وجود دارد. این نتیجه مطابق نتیجه روش تودا و یاماموتو است.

۶. نتیجه‌گیری

انرژی به عنوان نیروی محرکه اکثر فعالیتهای تولیدی و خدماتی جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی دارد. در این مقاله با توجه به ارتباط نزدیک بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف حاملهای مختلف انرژی و رشد اقتصادی طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۸۱ استفاده از روشهای تودا و یاماموتو و تصحیح خطا پرداخته شده است. نتایج حاصل از روش تودا و یاماموتو نشان‌دهنده این است که، یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از کل مصرف نهایی انرژی، مصرف فراورده‌های نفتی و مصرف برق به رشد اقتصادی و یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخته‌های جامد وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی و یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی فقط در بلندمدت وجود دارد.

با توجه به وجود رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف فراورده‌های نفتی و مصرف برق به رشد اقتصادی، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش مصرف هرکدام از حاملهای انرژی گفته شده محرک رشد اقتصادی خواهد بود. بنابراین، در اجرای هرگونه سیاست صرفه‌جویی در مصرف هرکدام از این حاملهای انرژی لازم است با احتیاط کامل عمل کرد، به گونه‌ای که اعمال چنین سیاستهایی آثار انقباضی بر رشد اقتصادی نداشته باشد. در این رابطه اتخاذ سیاستهای مناسب در جهت افزایش بهره‌وری در مصرف و استفاده بهینه از این حاملهای انرژی نسبت به سیاستهای مبتنی بر کاهشهای کمی در مصرف این حاملها از اولویت بیشتری برخوردار خواهد بود.

با توجه به اینکه فراورده‌های نفتی و برق به عنوان نهاده‌های تولیدی مطرح هستند، هرگونه محدودیت در مصرف آنها محدودیت در تولید را نیز به همراه خواهد داشت. با توجه به اینکه صنعت کشور تاکنون از مزیت انرژی ارزان برخوردار بوده است، اگر این مزیت از صنعت گرفته شود قدرت

رقابتی آن از دست خواهد رفت و رکود و بیکاری (کاهش تولید) پیامد طبیعی آن خواهد بود. بنابراین، به منظور احتراز از آثار انقباضی اعمال سیاست صرفه‌جویی در مصرف فراورده‌های نفتی و برق باید به سمت کاهش در تقاضای مصرف‌کننده حرکت کرد. چنین سیاست‌هایی از طریق ترکیب‌های مناسبی از مالیات و یارانه بر مصرف فراورده‌های نفتی و برق قابل اجرا خواهد بود.

با توجه به رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد می‌توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی مقدم بر مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد است و بنابراین، سیاست صرفه‌جویی در مصرف این حامل‌های انرژی را می‌توان بدون کُند کردن رشد اقتصادی به کار گرفت.

منابع

- ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر. (۱۳۸۰). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فراورده‌های عمده نفتی در ایران. *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۴، صص ۴۵-۱۱.
- احمدیان، مجید. (۱۳۷۸). *اقتصاد نظری و کاربردی نفت*. چاپ اول، تهران: دانشکده تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصاد.
- ملکی، رضا. (۱۳۷۸). بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران. *پایان‌نامه کارشناسی/ارشد*، دانشگاه شهید بهشتی.
- وزارت نیرو، معاونت انرژی. *ترازنامه انرژی*. سالهای مختلف.
- 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.
- Douglas, R.B. (1991). On the Macroeconomic Effects of Energy. *Resource and energy*, Vol.13, No.2, P.148.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing. *Econometrica*, No.55, PP.251-276.
- 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.
- Geweke, J. (1984). Inference and Causality in Economic Time Series Models. *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, Amsterdam: North Holland.
- Granger, C.W.J. (1986). Development in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No.48, PP.213- 228.
- Granger, C.W.J. (1988). Some Recent Development in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*, No.39, PP.199-211.
- Hsiao, C. (1981). Autoregressive Modeling and Money- income Causality Detection. *Journal of Monetary Economics*, PP.85-106.
- Kraft, I. and Kraft, A. (1978). On the Relationship Between Energy and GNP. *Journal of Energy Development*, No. 3, PP.401-403.

- Masih, A.M.M. and Masih, R. (1997). On 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*, No.19(4), PP.417-440.
- Pesaran, M.H. et al. (1996). Testing for the Existence of a Long Run Relationship. *DAE Working Paper*, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pindyck, R. S. (1979). The Structure of World Energy Demand. *MIT Press*.
- Sims, C. (1972). Money, Income and Causality. *American Economic Review*, No.62, PP. 540- 552.
- Stern, D.I. (1993). Energy and Economic Growth in the U.S.A. A Multivariate Approach. *Energy Economics*, No.15, PP.37- 150.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, No.66, PP.225- 250.
- Yang, H.Y. (2000). A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics*, No. 22, PP.309- 317.
- Zapata, H.O. and Rambaldi, A.N. (1997). Monte- Carlo Evidence on Cointegration and Causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No.59, PP.285- 298.