تحلیل ارتباط مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران

نیما محمدنژاد[۱]، حسن حیدری[۲]

تاریخ دریافت مقاله: ۹۳/۸/۱۷
تاریخ پذیرش مقاله: ۹۴/۳/۲

چکیده:
در این مقاله روابط پویا بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران با بهره گیری از یک مدل چند متغیره که در آن نیروی کار و سرمایه به عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل شده اند در دوره ۱۹۷۲Q1 تا ۲۰۱۲Q4 به بوته آزمون در آمده است. نتایج آزمون مرزی ARDL حاکی از وجود روابط همجمعی میان متغیرهاست. تاثیر بلند مدت مصرف گاز در ایران روی رشد اقتصادی از تاثیر سایر متغیرها بیشتر می باشد. نتایج آزمون علیت نیز یک رابطه دو طرفه بین مصرف گاز و رشد اقتصادی را نشان می دهد. با توجه به اینکه ایران دارای یکی از ذخایر عظیم گاز در دنیا می باشد، عدم بهره گیری بهینه از این منبع می تواند تاثیر منفی روی رشد اقتصادی ایران داشته باشد. در نتیجه، به همان اندازه که در استخراج و اکتشاف میدان های گازی نیاز به جذب سرمایه گذاری بخش خصوصی و سرمایه گذاری خارجی وجود دارد باید در ارتقا بهره‌وری و کارایی عرضه انرژی نیز سیاست های مناسبی اتخاذ گردد.

کلمات کلیدی:
مصرف انرژی، رشد اقتصادی، همجمعی، علیت

۱) دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول) nimamohamadnejad@yahoo.com
۲) دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه heidari.hassan@gmail.com

مقدمه

در سال‌های اخیر به دلیل کاربردهای سیاستی بالقوه تحلیل روابط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی مورد توجه محافل علمی بوده است.[۱] در اکثر مطالعات انجام شده، رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی دو طرفه ارزیابی شده است. [۲]از آنجایی که مصرف گاز نسبت به سوخت های فسیلی دیگر کربن دی اکسید کمتری تولید می کند، سیاست مداران در اکثر کشورها در پی رهیافت های سیاستی برای استفاده بیشتر از گاز طبیعی می باشند.[۳] سهم گاز طبیعی از مصرف نهایی انرژی در سال ۱۳۵۷، ۶/۷ درصد بوده و با روندی افزایشی (به دلیل اتخاذ سیاست های جایگزینی گاز به جای فراورده های نفتی از سال ۱۳۶۷ به ۵۳/۳ درصد در سال ۱۳۸۲ رسیده است[۴] که با فرض ادامه این روند، پیش بینی می شود این درصد در سال ۲۰۳۵، ۱/۸ درصد رشد داشته باشد.[۵] بدین ترتیب، تحقیق در مورد چگونگی روابط علیت بین مصرف گاز و رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلند مدت برای اتخاذ سیاست های مناسب می تواند حائز اهمیت باشد.

از آنجایی که گاز طبیعی یکی از مهمترین منابع تولید برق می باشد، با افزایش روزافزون تقاضای الکتریسیته تقاضای مشتقه گاز طبیعی نیز رو به افزایش می باشد. [۶]مطالعات گذشته نشان می دهند استفاده از گاز طبیعی در تولید برق طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۳۵ با نرخی بیش از ۱/۲ درصد افزایش خواهد یافت. [۷] آلودگی و هزینه سرمایه ای کمتر، انعطاف عملیاتی و کارایی بیشتر گاز طبیعی این منبع را به یک منبع انرژی جذاب تبدیل کرده است. علاوه بر دلایل مذکور، گران بودن انرژی هایی نظیر انرژی هسته ای سرمایه گذاری در گاز طبیعی به جای منابع انرژی دیگر را برای کشورهای در حال توسعه جذاب تر نموده است.

روند رو به رشد نیاز به گاز طبیعی برای بهبود رشد اقتصادی، اهمیت کشف رابطه علی بین این دو مقوله را برای سیاست‌گذاران اقتصادی بیش از پیش نمایان کرده است. مساله مورد بررسی در مورد ایران مهمتر هم می نماید چرا که ایران دارای یکی از بزرگترین ذخایر گازی جهان است و طی سی سال اخیر مصرف گاز تقریبا ۹ برابر شده است[۸] و مهمتر از همه این که مطالعه جامعی برای تشریح روابط کوتاه مدت و بلند مدت میان این دو صورت نپذیرفته است. ایران برنامه هایی برای سرمایه گذاری در انرژی هایی نظیر انرژی هسته ای دارد اما به دلیل مشکلات بین‌المللی، به نظر می‌رسد راه‌اندازی دوباره میدان گازی مشترک میان ایران و قطر می تواند از لحاظ بازدهی زمانی مناسب تر باشد. از سال ۲۰۰۰ گاز

---

1) Ozturk et al., 2010
2) Payne,2010a, 2010b, Ozturk, 2010
3) Apergis and Payne, 2010

۴) شکیبایی و احمدلو، ۱۳۹۰

5) EIA, 2010
6) EIA, 2010
7) EIA, 2010
8) Shahbaz et al, 2014

طبیعی و نفت بطور متوسط ۵۰ درصد و ۲۹ درصد از کل انرژی مصرفی را به خود اختصاص داده اند.[۱] همچنین طی سال‌های اخیر منطقه خاورمیانه که شامل طیف گسترده ای از صادر کنندگان نفت بوده است، بسیار پر تنش ظاهر شده و همین موضوع باعث افزایش قیمت نفت شده که با امید برطرف شدن تحریم های جهانی، افزایش صادرات نفت و استفاده بیشتر از گاز طبیعی به عنوان منبع انرژی کاراتر می نماید. مطابق گزارش‌های دولتی در سال های اخیر مصرف گاز در بخش های حمل ونقل و قدرت تقریبا ۵۱ درصد و ۴۰ درصد بوده است. مطالب مذکور اهمیت نحوه تاثیر و تاثر مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی را واضح تر می نماید.[۲]

ظاهرا مطالعات موجود در باب رابطه مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی محدود می باشد[۳]و اجماعی در مورد رابطه علی وجود ندارد.[۴]بر اساس دیدگاه رایج، بهره گیری از روش های جدید اقتصاد سنجی برای بررسی روابط علی و رسیدن به نتیجه‌ای دقیق در تبیین رابطه علی مصرف انرژی و رشد اقتصادی می تواند راهگشای سیاستگذاران در اعمال سیاست های مناسب باشد،[۵]چرا که ایران دارای ذخایر عظیم نفت و گاز می باشد و از سویی، سیاست‌های دولت در جهت کاهش مصرف انرژی است.[۶]

طبق بررسی‌های انجام شده، مطالعات آرمن و زارع (۱۳۸۴)، آماده و همکاران (۱۳۸۸) و شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰) پیرامون تاثیر مصرف گاز طبیعی بر رشد یافت شد که در این مطالعه از روش دینامیک برای بررسی روابط علی بهره گرفته نشده است. همچنین در اکثر مطالعات انجام شده پیرامون تبیین رابطه علی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی از یک روش دو متغیره و ایستا استفاده شده است (از جمله می توان به مطالعات کرفت (۱۹۷۸)[۷]، عقیل و بات (۲۰۰۱)[۸]، اوه و لی (۲۰۰۴)[۹]، چنگ-چیانگ لی (۲۰۰۵)[۱۰]، آلتین آی و کاراگول (۲۰۰۵)[۱۱]، سویتاس و ساری (۲۰۰۷)[۱۲]، اربایکال (۲۰۰۸)[۱۳]، هانگ و هوانگ (۲۰۰۸)[۱۴]، آرمن و زارع (۱۳۸۴ و ۱۳۸۸)، بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، نیکو اقبال و همکاران (۱۳۹۱) اشاره کرد.) که مشکلاتی شبیه عدم تصریح صحیح مدل در اقتصاد سنجی را به وجود می‌آورد که در نهایت منجر به

---

۱) ترازنامه انرژی، ۱۳۸۶
۲) ترازنامه انرژی، ۱۳۸۶

3) Apergis and Payne, 2010
4) Lee and Chang, 2005; Sari et al., 2008; Zamani, 2007
5) Karanfil , 2009

۶) شکیبایی و احمدلو، ۱۳۹۰

7) Kraft, 1978
8) Aqeel and Butt, 2001
9) Oh and Le, 2004
10) Chien- Chiang Lee, 2005
11) Altinay and Karagul, 2005
12) Soytas and Sari, 2007
13) Erbaycal, 2008
14) Huang and Hwang, 2008

ناسازگاری تخمین می گردد.[۱] لازم به ذکر می باشد در اکثر مطالعات از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می شود که بر اساس مطالعه شهباز و همکاران (۲۰۱۲)[۲]، دیانگ و همکاران (۱۹۹۲)[۳] و هریس و سولیس (۲۰۰۳)[۴] چندان کارا نمی باشد.

در این مقاله از سه رهیافت سنتی و رهیافت ساختاری برای آزمون ریشه واحد بهره گرفته می شود. بر اساس مطالعه ربک و موسونی (۱۹۹۹)[۵] اگرچه آزمون یوهانسن را در شرایط I(0) و I(1) بودن متغیرها می توان استفاده کرد اما مرتبه همجمعی شدیدا تحت تاثیر متغیرهای مانا قرار می گیرد. جینک و همکاران (۲۰۰۸)[۶] و وولد–رافائل (۲۰۱۰)[۷] نیز محدودیت‌های دیگری را برای این آزمون مطرح کرده اند.

در این مقاله سعی می شود به کمک متغیرهای کنترل از یک چارچوب مستحکم (به گونه ای که نتایج در اصطلاح robust باشند) برای آزمون بهره گرفته شود. در این راستا، از آزمون کرانه ARDL به همراه ECM، توابع تجزیه واریانس[۸] و تکانه–واکنش[۹] برای بررسی استحکام نتایج بهره گرفته می شود. رهیافت ARDL دارای مزیتهایی از این قبیل می باشد:[۱۰]

- حتی اگر متغیرهای توضیحی مدل درونزا باشند، باز هم تخمین های سازگاری در بازه زمانی بلند مدت خواهیم داشت. [۱۱]
- چنانچه درجه مدل ARDL به طور صحیح انتخاب شده باشد، می توان آزمون های همبستگی سریالی و رگرسورهای درونزا را به طور همزمان انجام داد.[۱۲]
- آزمون کرانه های ARDL یک تکنیک همجمعی کارا می باشد چرا که در نمونه های کوچک و در وقفه های بهینه می تواند نتایج robust ارائه دهد.
- نتایج آزمون متاثر از I(0) یا I(1) بودن متغیرها نیست.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1) Lütkepohl, 1982, Loizides and Vamvoukas, 2005
2) Shahbaz et al.,2012
3) Dejong et al.,1992
4) Harris and Sollis ,2003
5) Rahbek and Mosconi ,1999
6) Jinke et al. ,2008
7) Wolde-Rufael, ,2010
8) variance decomposition
9) impulse response
10) Shahbaz et al, 2014
11) Inder, 1993
12) Pesaran and Shin,1999

آزمون‌های علیت گرنجری و VECM نیز توانایی تحلیل های کوتاه و بلند مدت را دارند ولیکن آزمون کرانه های ARDL ما را قادر به غلبه بر نواقص این روش ها در ارزیابی های مقطعی می سازد.[1]برای بررسی رابطه علی بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی از داده های فصلی ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۲ به همراه متغیرهای کنترل سرمایه و نیروی کار استفاده شده است.

ساختار قسمتهای بعدی مقاله بدین شکل خواهد بود که در بخش دوم ادبیات موضوع بررسی می شود، در بخش سوم، مدل اقتصاد سنجی و تکنیک تخمین به همراه داده ها معرفی می‌شود، یافته های تجربی در بخش چهارم و نتایج و پیشنهادها نیز در بخش پنجم مقاله جای دارد.

ادبیات موضوع

مطالعات گسترده ای در باب بررسی رابطه علی و معلولی کوتاه مدت و بلند مدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ادبیات مربوطه انجام شده است. این مطالعات کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه را در بر می‌گیرد. از جمله این مطالعات می توان به یو و چویی (۱۹۸۵)[2] برای انگلستان، امریکا و لهستان؛ ینگ (۲۰۰۰)[3] و لی و چنگ (۲۰۰۵)[4] برای تایوان؛ فاتای و همکاران (۲۰۰۴)[5] برای نیوزیلند و استرالیا؛ اوینگ و همکاران (۲۰۰۷)[6] و سری و همکاران (۲۰۰۸)[7] و هو و لین (۲۰۰۸)[8] برای امریکا؛ رینالد و کلدزیج (۲۰۰۸)[9] برای شوروی سابق؛ آدنیران (۲۰۰۹)[10] و کلمنت (۲۰۱۰)[11] برای نیجریه؛ شهباز و همکاران (۲۰۱۳)[12] و آپرگیس و چاین (۲۰۱۰)[13] برای ۶۷ کشور؛ زمانی (۲۰۰۷) و آماده و همکاران (۱۳۸۸)؛ آرمن و زارع (۱۳۸۴ و ۱۳۸۸)؛ فطرس و نسرین دوست (۱۳۸۸)؛ بهبودی و گلعذانی (۱۳۸۷)؛ شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰)؛ مهر آرا و زارعی (۱۳۹۰)؛ مهر آرا و همکاران (۱۳۹۰)؛ فطرس و همکاران (۱۳۹۱)؛ نیکو اقبال و همکاران (۱۳۹۱)؛ فطرس و جبرائیلی (۱۳۹۰)؛ برای ایران اشاره نمود. جدول (۱) خلاصه ای از یافته های تجربی مطالعات پیشین را نشان می‌دهد. با کاوشی دقیق در مطالعات پیشین می توان به دو نتیجه مهم دست یافت: اولا، در این مطالعات تکنیک پژوهش

1) Sari and Soytas, 2009; Chang et al., 2001; Stern, 2000
2) Yu and Choi ,1985
3)Yang ,2000b
4) Lee and Chang ,2005
5) Fatai et al. ,2004
6) Ewing et al. ,2007
7) Sari et al. ,2008
8) Hu and Lin ,2008
9) Reynolds and Kolodziej ,2008
10) Adeniran, 2009
11) Clement ,2010
12) Shahbaz et al. ,2013
13)Apergis and Payne ,2010

مناسب نبوده است چرا که در اکثر مطالعات تعداد داده های موجود اندک بوده است. بر اساس دیدگاه لوتکپوا (۱۹۸۲)[1]، اگر متغیر مهمی از مدل حذف شود، مدل دچار تورش تصریح می شود که نتایج آزمون فرض را شدیدا تحت تاثیر قرار می دهد که بر اکثر مطالعات مذکور چنین ایراداتی وارد است.[2] ثانیا، تخمین های آماری (کلاسیک) مستقیما تحت تاثیر دادها می‌باشند به طوری که با وارد کردن داده های سالهای اخیر نتایج به طور قابل توجهی تحت تاثیر قرار می‌گیرد. به عنوان مثال، می‌توان به بحران اخیر اشاره نمود چنانچه طی این بحران و دوره های پس از آن میزان استفاده از انرژی ها و ترکیب آن و همچنین سیاست گذاری ها دگرگون شده اند.[3]با توجه به استدلالات اخیر، نتایج مطالعات پیشین نمی تواند از دقت کافی برخوردار باشد.

مطالعات داخلی انجام شده در مورد رابطه علی مصرف انرژی و رشد اقتصادی نتایج متفاوتی داشته است: نتایج مطالعات آرمن و زارع (۱۳۸۴ و ۱۳۸۸)، و آماده و همکاران (۱۳۸۸) و شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰) حاکی از وجود رابطه یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است؛ مطالعه مهر آرا و همکاران (۱۳۹۰)، فلاحی و شورکچالی (۱۳۸۹) و فطرس و جبرائیلی (۱۳۹۰) بیانگر یک رابطه دوطرفه می باشد و تنها مطالعه نیکواقبال و همکاران (۱۳۸۹) رابطه مشخصی را تعریف نمی کند. مطالعه مهر آرا و زارعی (۱۳۹۰) در سه رژیم مختلف نتایج متفاوتی دارد. نتایج این مطالعه در رژیم اول (که بیانگر سطح مصرف سرانه پایین تری است) موید نتایج آرمن و زارع (۱۳۸۴ و ۱۳۸۸)، و آماده و همکاران (۱۳۸۸) و شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰) و در رژیم دوم موید نتایج نیکواقبال و همکاران (۱۳۸۹) و در رژیم سوم موید نتایج مهر آرا و همکاران (۱۳۹۰)، فلاحی و شورکچالی (۱۳۸۹) و فطرس و جبرائیلی (۱۳۹۰) می باشد. مهر آرا و زارعی (۱۳۹۰) بر این باورند که اقتصاد ایران هم اکنون در رژیم سوم (یعنی مصرف سرانه انرژی بالا) قرار دارد. لذا این مطالعه را هم می‌توان در ردیف نیکواقبال و همکاران (۱۳۸۹) جای داد. مشاهده می شود به رغم مطالعات متعددی که انجام شده نمی توان به نتیجه خاصی رسید حال اینکه تبیین رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بسیار مهم ارزیابی می گردد.

در منابع داخلی در باره رابطه مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی مطالعاتی انجام شده است. آرمن و زارع (۱۳۸۴) با یک آزمون علیت گرنجری یک رابطه یک طرفه از مصرف گاز طبیعی به رشد اقتصادی را کشف کرده اند. همچنین در این مطالعه وجود روابط بلند مدت میان مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی تایید شده است. شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰) با یک رهیافت تصحیح خطای برداری به بررسی ارتباط بین مصرف برق و مصرف گاز با رشد ارزش افزوده زیر بخش‌های اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه ارتباط مثبت و یک طرفه از مصرف گاز طبیعی به رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی را تایید می‌کند. آماده و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه ای تحت عنوان "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و

1) Lütkepohl, 1982
2) Shahbaz et al. ,2013
3) Shahbaz et al. ,2013

اشتغال در بخش های مختلف اقتصاد ایران" و با روش ARDL و ECM به بررسی روابط بین مصرف نهایی فراورده های نفتی، گاز و برق با رشد اقتصادی ایران پرداخته اند. نتایج این مطالعه موید وجود یک رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف نهایی گاز می باشد. لازم به ذکر می باشد در مطالعات مذکور هدف اصلی بررسی رابطه مصرف گاز طبیعی با رشد اقتصادی نبوده است و تا کنون مطالعه ای تحت این عنوان انجام نشده است.

همانطور که مشاهده می‌شود، در هیچ یک از مطالعات مذکور رابطه پویا میان مصرف گاز به عنوان یک حامل انرژی و سوخت پاک، و رشد اقتصادی بررسی نشده است و تنها در مطالعه بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) شکست ساختاری وارد مدل شده است که در این مطالعه نیز رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی بطور کلی بررسی شده است و اثر مجزای مصرف گاز بر رشد بررسی نشده است. در باب اهمیت بررسی شکست ساختاری می توان گفت شکست های ساختاری نتیجه اعمال سیاست های اقتصادی دولت است. سیاست های اقتصادی دولت نه تنها فعالیت های اقتصادی را تحت تاثیر قرار می دهد بلکه عرضه و تقاضای انرژی نیز به عنوان بازخورد از این سیاست ها متاثر می گردند. آزمون های ریشه واحد سنتی ممکن است تورش دار باشند چرا که شکست های ساختاری را در نظر نمی گیرند.[۱] برای اینکه مطالعه ای بتواند رهنمود های مناسبی در اختیار سیاست گذار اقتصادی قرار دهد باید چنین شکست هایی را هم در نطر بگیرد چرا که شکست های ساختاری می توانند متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهند.[۲] به همین سبب در این مطالعه رابطه میان مصرف گاز و رشد اقتصادی را با آزمون های ریشه واحد و همجمعی جدیدتر و کاراتری (با در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری) مورد مطالعه قرار داده و برای اجتناب از کمبود درجه آزادی از داده های فصلی ۲۰۱۲-۱۹۷۲ استفاده شده است.

روش تحقیق

تصریح مدل و تشریح داده ها

در این مطالعه از چارچوب تابع تولید به شکل رابطه (۱) و با در نطر گرفتن نیروی کار و سرمایه به عنوان متغیرهای کنترل به بررسی رابطه بین مصرف گاز و رشد اقتصادی می پردازیم.[۳]

---

۱) حیدری و سنگین آبادی، ۱۳۹۲

۲) حیدری و سنگین آبادی، ۱۳۹۲

3) Beaudreau, 2005; Ghali and El-Sakka, 2004; Lee and Chang, 2008; Sari and Soytas, 2007; Stern, 2000; Wolde-Rufael, 2006 and Yuan et al., 2008).

جدول ۱) خلاصه‌ای از مطالعات پیشین در مورد رابطه بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی

کشور	نویسندگان	دوره تحقیق	متغیرها	همجمعی	علیت
تایوان	Yang (2000b)	۱۹۵۴-۱۹۹۷	GDPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	خیر	G → Y
	Lee and Chang (2005)	۱۹۵۴-۲۰۰۳	GDPحقیقی سرانه، مصرف گاز طبیعی	–	G → Y
	Hu and Lin (2008)	۲۰۰۶:۴-۱۹۸۲:۱	GDPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	بله	G↔Y
پاکستان	Aqeel and Butt (2001)	۱۹۵۵-۱۹۹۶	GDPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	خیر	Y × G
	Siddiqui (2004)	۱۹۷۰-۲۰۰۳	GDPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	–	Y × G
	Shahbaz et al. (2013)	۱۹۷۲-۲۰۱۰	GDPحقیقی، مصرف گاز طبیعی، اشتغال، سرمایه	بله	G → Y
	Zahid (2008)	۱۹۷۱-۲۰۰۳	GDPحقیقی سرانه، مصرف گاز طبیعی	بله	Y × G
بنگلادش				خیر	G → Y
هند				خیر	Y × G
نپال				خیر	Y × G
سریلانکا				خیر	Y × G
امریکا	Ewing et al. (2007)	۲۰۰۵:۶-۲۰۰۱:۱	مصرف گاز طبیعی ، تولید صنعتی	–	G → Y
	Sari et al. (2008)	۲۰۰۵:۶-۲۰۰۱:۱	مصرف گاز طبیعی ، تولید صنعتی	بله	G ← Y
انگلستان	Yu and Choi (1985)	–	GNPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	–	G ← Y
					Y × G
لهستان					Y × G
ایران	آرمن و زارع (۱۳۸۴)	۱۳۴۶-۱۳۸۱	GDPحقیقی، مصرف فراورده های نفتی، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی	بله	G → Y
	آماده و همکاران (۱۳۸۸)	۱۳۵۰-۱۳۸۲	GDPحقیقی، مصرف نهایی حامل های انرژی	بله	G → Y
	شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰)	۱۳۴۶-۱۳۸۶	مصرف برق و گاز، ارزش افزوده کشاورزی و صنعت	بله	G → Y
شوروی	Reynolds and Kolodziej (2008)	۱۹۲۷-۱۹۸۷ ۱۹۹۱-۱۹۹۸ ۱۹۹۲-۲۰۰۳	GNPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	–	G → Y
نیجریه	Adeniran (2009)	۱۹۸۰-۲۰۰۶	GNPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	بله	G ← Y
	Clement (2010)	۱۹۷۰-۲۰۰۵	GNPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	بله	G → Y
نیوزیلند	Fatai et al. (2004)	۱۹۶۰-۱۹۹۹	GNPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	خیر	Y × G
استرالیا		۱۹۶۰-۱۹۹۹	GNPحقیقی، مصرف گاز طبیعی	بله	Y × G
۶۷ کشور	Apergis and Payne (2010)	۱۹۹۲-۲۰۰۵	GNPحقیقی ، مصرف گاز طبیعی، کار، سرمایه	بله	G↔Y

علامت × نشان دهنده عدم وجود رابطه، → و ← رابطه یک طرفه و ↔ نشان دهنده رابطه ای دو طرفه میان مصرف گاز و رشد اقتصادی است.

در رابطه (۱)، Y، GDP حقیقی، G، مصرف گاز طبیعی، K، انباره سرمایه و L نیروی کار می باشد. به پیروی از مطالعه لین و اسمیث (۲۰۱۰)[1] تمامی متغیرها را به صورت سرانه وارد مدل می کنیم و تابع تولید را هم لگاریتمی ـ خطی در نظر می‌گیریم. تمامی داده های مورد استفاده در این تحقیق در [2] WDI موجود می باشد. برای به دست آوردن نتایج مستحکم نیازمند تعداد بیشتری داده هستیم که تعداد مورد نیاز را با تبدیلات فصلی به روش interpolation در نرم افزار Eviews7 بدست می‌اوریم.[3] این تکنیک دارای مقبولیت گسترده‌ای است و در تعداد زیادی از مطالعات مورد استفاده محققین قرار گرفته است.[4]

$$Y_t = f(G_t, K_t, L_t) \quad (۱)$$

روش تخمین

آزمون کرانه های ARDL برای بررسی همجمعی و آزمون علیت گرنجری

به دلیل قدرت آزمون کرانه های ARDL پسران (۲۰۰۱)[5]، برای بررسی روابط بلند مدت میان مصرف گاز طبیعی، سرمایه، نیروی کار و رشد اقتصادی از این آزمون بهره می گیریم. بدین منظور ابتدا پارامترها در کوتاه مدت و بلند مدت تخمین زده می شود، سپس درجه همجمعی تعیین می گردد. این رهیافت برای تعداد داده های محدود مناسب می باشد.[6] در روش ARDL یک مدل تصحیح خطا (ECM)[7] غیر مقید به شکل زیر تخمین زده می شود:

$$\Delta lnY_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y lnY_{t-1} + \alpha_G lnG_{t-1} + \alpha_L lnL_{t-1} + \sum_{h=1}^{O} \alpha_h \Delta lnY_{t-h} + \sum_{i=O}^{p} \alpha_i \Delta lnG_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta lnK_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_r \Delta lnL_{t-r} + \alpha_D D_1 + \mu_t \quad (۲)$$

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \sum_{h=1}^{O} \alpha_h \Delta \ln G_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln K_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_r \Delta \ln L_{t-r} + \alpha_D D_2 + \mu_t \quad (۳)$$

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \sum_{h=1}^{O} \alpha_h \Delta \ln K_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_r \Delta \ln L_{t-r} + \alpha_D D_3 + \mu_t \quad (۴)$$

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \sum_{h=1}^{O} \alpha_h \Delta \ln L_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_r \Delta \ln K_{t-r} + \alpha_D D_4 + \mu_t \quad (۵)$$

---

1) Lean and Smyth (2010)
2) World Development Indicators
3) Zhou, 2001
4) Baxter and King (1999), Romero (2005), McDermott and McMenamin (2008), Tang and Chua (2012) and Rashid and Jehan (2013).
5) Pesaran et al. 2001
6) Smyth and Narayan, 2004
7) Error Correction Model

جدول ۲) آماره های تحلیلی و ماتریس همبستگی

متغیرها	$\mathbf{lnY_t}$	$\mathbf{1000 \times G\ t}$	$\mathbf{lnK_t}$	$\mathbf{lnL_t}$
میانگین	۹/۲۷	۳/۷۱۳۳	۷/۳۱۲۲	۴/۲۲۱۶
میانه	۹/۳۱۲۵	۴/۰۱۵۸۴	۷/۳۳۲۵	۴/۲۲۲۰
ماکزیمم	۱۰/۵۲۸۸	۸/۵۴۶۹	۹/۵۶۹۷	۵/۵۴۸۳
مینیمم	۸/۴۶۹۱	۲/۱۱۶۰	۸/۲۰۹۴	۳/۰۱۲۲
انحراف معیار	۰/۲۷۲۱	۰/۴۱	۰/۲۱۱۴	۰/۲۸۴۴
چولگی	−۰/۳۳۵۸	−۰/۱۶۲۲	−۰/۵۲۹۰	۰/۰۱۱۰
کشیدگی	۱/۷۷۱۵	۲/۱۷۵۹	۲/۱۹۲۰	۲/۰۲۳۸
جاج-برا	۲/۸۱	۱/۰۷۵	۱/۶۱۲۲	۱/۳۳۲۲
احتمال	۰/۲۳۲۶	۰/۵۱۵	۰/۴۳۰۲	۰/۵۱۰۱
$\mathbf{lnY_t}$	۱			
$\boldsymbol{G\ t}$	۰/۹۸	۱		
$\mathbf{lnK_t}$	۰/۹۵	۰/۱۲	۱	
$\mathbf{lnL_t}$	۰/۹۷	۰/۱۴	۰/۱۲	۱

که Δ اپراتور تفاضل مرتبه اول، α_1 ثابت معادله، α_K،α_G،α_Y و α_L ضرایب بلند مدت می باشند و $\alpha = h, i, j, k$ پویایی های کوتاه مدت و μ_t هم جزء اخلال می باشد و T روند زمانی را نشان می دهد. ساختار وقفه بهینه در رهیافت ARDL با تخمین $(p + 1)^k$ رگرسور در هر معادله تعیین می گردد به طوری که p حداکثر تعداد وقفه ها و k تعداد متغیرها در معادله مورد نظر می باشد و برای تعیین وقفه بهینه از معیار آکائیک (AIC) استفاده شده است.

دو آزمون کرانه برای بررسی وجود روابط بلند مدت وجود دارد: یکی، آزمون والد یا F برای آزمون فرضیه $H_0 = \alpha_Y = \alpha_G = \alpha_K = \alpha_L$ و دیگری، آزمون t برای متغیر وابسته با وقفه. به دلیل غیر استاندارد بودن توزیع مجانبی آماره F در اینجا از مقادیر بحرانی پسران برای پذیرش یا رد فرضیه صفر استفاده می‌شود.

جدول ۳) نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آزمون ADF	آزمون PP	آزمون DF-GLS
lnY_t	-۱/۱۳۹۱(۱)	-۱/۶۰۲۴(4)	-۱/۵۱۲۲(۱)
ΔlnY_t	-۴/۳۲۵۵(0)[a]	-۴/۴۶۲۹(3)[a]	-۴/۴۰۲۲(0)[a]
lnG_t	-۲/۷۱۸۱(0)	-۲/۶۹۹۸(۱)	-۲/۵۵۱۴(0)
ΔlnG_t	-۸/۳۱۱۲(0)[a]	-۶/۱۶۵۹(2)[a]	-۵/۸۲۹۱(0)[a]
lnK_t	-۱/۶۶۲۱(۱)	-۱/۷۴۴۹(3)	-۱/۹۸۱۱(۱)
ΔlnK_t	-۴/۰۱۰۱(0)[b]	-۴/۰۵۴۸(2)[b]	-۴/۲۰۳۹(0)[a]
lnL_t	-۰/۷۵۰۳(۱)	-۱/۱۲۵۴(۱)	-۲/۲۱۱۵(0)
ΔlnL_t	-۷/۹۴۲۸(0)[a]	-۹/۰۱۲۲(0)[a]	-۷/۴۵۰۰(0)[a]

a: معنی داری در سطح ۱ درصد را نشان می دهد.

b: معنی داری در سطح ۵ درصد را نشان می دهد.

پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) دو مقدار بحرانی مجانبی تعریف کرده اند: یکی، برای هنگامی که منغیر مورد نظر I(0) باشد و دیگری، برای زمانی که I(1) باشد. این مقادیر بحرانی به ترتیب شرایط مرزی پایین (LCB) و شرایط مرزی بالا (UCB) نام دارند. اگر آماره آزمون بزرگتر از UCB باشد، می‌توان وجود روابط بلند مدت را نتیجه گرفت و چنانچه آماره آزمون کوچکنر از LCB باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد (فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود روابط بلند مدت می باشد) و اگر آماره آزمون بین مقادیر بحرانی مرزی قرار گیرد، آزمون نتیجه ای در بر نخواهد داشت.

جدول ٤) شکست ساختاری در آزمون ریشه واحد

مدل شکست روندی							
	در سطح				اولین تفاضل		
سری ها	T_{B1}	T_{B2}	آماره تخمین	K	T_{B1}	T_{B2}	آماره تخمین	K
$\ln Y_t$	۱۹۸۵Q4		-۲/۹۵۹	۶	۱۹۸۵Q3		-۴/۶۸۲**	۴
	۱۹۸۷Q2	۱۹۹۱Q3	-۳/۰۲۴	۵	۱۹۷۹Q1	۱۹۹۰Q3	-۶/۵۵۷*	۶
$\ln G_t$	۱۹۹۲Q4		-۲/۱۵۵	۵	۱۹۹۲Q1		-۵/۹۸۹*	۵
	۱۹۸۴Q1	۱۹۸۳Q1	-۴/۷۹۲	۶	۱۹۸۶Q1	۱۹۹۹Q1	-۶/۶۵۴۸*	۶
$\ln K_t$	۱۹۷۳Q2		-۳/۰۰۳	۴	۱۹۹۰Q2		-۵/۱۱۰**	۵
	۱۹۹۲Q1	۲۰۰۷Q4	-۴/۵۱۷	۵	۱۹۸۳Q4	۲۰۰۷Q3	-۶/۳۱۰*	۶
$\ln L_t$	شکستی وجود ندارد							

* T_{B1} و T_{B2} شکست های ساختاری و K تعداد وقفه را نشان می دهند. * و ** به ترتیب سطح معنی داری ۱٪ و ۵٪ را نشان می دهند.

1) Pesaran et al. 2001

برای بررسی قدرت آزمون کرانه های پسران و همکاران (۲۰۰۱) از آزمون های CUSUM و CUSUMSQ براون[1] استفاده می کنیم. با فرض وجود روابط بلند مدت میان متغیرها، یک مدل تصحیح خطا را می توان به شکل زیر نشان داد:

$$\begin{pmatrix}\Delta lnY_t\\ \Delta lnG_t\\ \Delta lnK_t\\ \Delta lnL_t\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}b_1\\ b_2\\ b_3\\ b_4\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}B_{11,1}B_{12,1}B_{13,1}B_{14,1}\\ B_{21,1}B_{22,1}B_{23,1}B_{24,1}\\ B_{31,1}B_{32,1}B_{33,1}B_{34,1}\\ B_{41,1}B_{42,1}B_{43,1}B_{44,1}\end{pmatrix}\times\begin{pmatrix}\Delta lnY_{t-1}\\ \Delta lnG_{t-1}\\ \Delta lnK_{t-1}\\ \Delta lnL_{t-1}\end{pmatrix}+\cdots+\begin{pmatrix}B_{11,m}B_{12,m}B_{13,m}B_{14,m}\\ B_{21,m}B_{22,m}B_{23,m}B_{24,m}\\ B_{31,m}B_{32,m}B_{33,m}B_{34,m}\\ B_{41,m}B_{42,m}B_{43,m}B_{44,m}\end{pmatrix}\times\begin{pmatrix}\Delta lnY_{t-1}\\ \Delta lnG_{t-1}\\ \Delta lnK_{t-1}\\ \Delta lnL_{t-1}\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}\varepsilon_1\\ \varepsilon_2\\ \varepsilon_3\\ \varepsilon_4\end{pmatrix}\times (ECM_{t-1})+\begin{pmatrix}\mu_1\\ \mu_2\\ \mu_3\\ \mu_4\end{pmatrix} \quad (۶)$$

به طوری که Δ اپراتور تفاضل، ECM_{t-1} جزء خطای اصلاح شده با وقفه می‌باشد که از رابطه همجمعی بلند مدت حاصل شده است و μ_1، μ_2، μ_3 و μ_4 اجزاء اخلال وایت نویز می باشند. وجود روابط معنی دار در اولین تفاضل متغیرها مدرکی دال بر وجود یک جزء ECM است که وجود روابط بلند مدت را تبیین می کند.

جدول ۵: نتایج آزمون همجمعی

پنل ۱: آزمون کرانه های ARDL

مدل تخمین	$F_y(Y/G,K,L)$	$F_g(G/Y,K,L)$	$F_k(K/Y,G,L)$	$F_y(L/Y,G,K)$
تعداد وقفه بهینه	(۶،۵،۶)	(۶،۶،۶)	(۶،۵،۶)	(۶،۶،۶)
سال های شکست	۱۹۸۵Q4	۱۹۹۲Q4	۱۹۷۳Q2	----------
آماره F	۶/۱۹۰*	۵/۲۱۳**	۴/۲۷۵**	۰/۵۰۹
سطح معنی داری	مقادیر بحرانی بازای	T=۱۶۴		
	مرزهای پایین I(0)	مرزهای بالا I(1)		
٪۱	۳/۷		۵/۱	
٪۵	۲/۹		۵	
٪۱۰	۲/۶		۴/۴	
پنل ۲: آزمون تشخیص				
R^2	۰/۶۹	۰/۶۷	۰/۸۳	۰/۷۵
$\bar{R}2$	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۶۶	۰/۵۸
آماره F	۱۰/۰۲۵۱*	۶/۹۹۴*	۴/۵۳۸۷*	۵/۵۶۸۸*
CUSUM	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار
CUSUMSQ	پایدار	پایدار	پایدار	پایدار

. * و ** به ترتیب سطح معنی داری ٪۱ و ٪۵ را نشان می دهند.

1) Brown et al., 1975

اگر روابط همجمعی یافت نشود، آزمون علیت بدون یک مدل تصحیح خطا انجام می شود. باید توجه داشت که نتایج آزمون فرض آماری را نمی توان در تعیین روابط به کار برد و فقط می توان نتایج تخمین را تفسیر نمود. در واقع، آزمون علیت گرنجر چنین رهیافتی دارد. در این مقاله علاوه بر آزمون های مذکور، از تجزیه واریانس و تابع عکس العمل نیز برای یررسی قدرت نتایج و تفسیر پیچیدگی روابط بهره گرفته می شود.

نتایج تجربی

در جدول (۲) نتایج آماری گزارش شده است. با توجه به آماره جاج ـ برا[1]توزیع Y، G، K و L نرمال می باشد. بررسی‌ها در این تحقیقی نشان می دهند مصرف گاز طبیعی، نیروی کار و انباره سرمایه با رشد اقتصادی، نیروی کار و سرمایه با مصرف گاز و نیروی کار با سرمایه همبستگی مثبت دارند. اگرچه در روش ARDL نیازی به بررسی مانایی متغیرها نیست ولیکن جهت حصول اطمینان از عدم حضور متغیری با درجه همجمعی ۲ و بیشتر از ۲، به بررسی مانایی متغیرها می‌پردازیم چرا که حضور متغیر با درجه همجمعی ۲ و بالاتر می تواند نتایج آزمون را شدیدا تحت تاثیر قرار دهد.[2]

آزمون مانایی را به سه روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلیپس–پرون (PP) و دیکی–فولر حداقل مربعات تعمیم یافته (DF-GLS) انجام می دهیم. انجام همزمان این سه آزمون قدرت و استحکام (robust بودن) نتایج را هم نشان می‌دهد. آزمون ریشه واحد DF-GLS در مقایسه با دو آزمون دیگر سازگارتر و پایدارتر می باشد.[3] نتایج آزمون های مانایی در جدول (۳) گزارش شده است. مشاهده می شود تمامی متغیرها در سطح نامانا می باشند و با یک تفاضل گیری مانا می‌شوند. چنانچه قبلا هم متذکر شدیم، نتایج آزمون‌های ریشه واحد سنتی با وجود شکست ساختاری تورش دار خواهد بود. این مشکل توسط کلمنت و همکاران (۱۹۹۸)[4]و با وارد کردن ۱ و ۲ شکست در مدل مرتفع می گردد. نتایج آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن شکست های ساختاری در جدول (۴) گزارش شده است. مشاهده می شود حتی با در نظر گرفتن شکست ساختاری نیز تمامی سری ها در سطح و با عرض از مبدا و روند، نامانا می باشند. شکست GDP حقیقی، مصرف گاز طبیعی و انباره سرمایه به ترتیب در ۱۹۸۵Q4، ۱۹۹۲Q4 و ۱۹۷۳Q2 می باشد و متغیر نیروی کار شکستی را از خود نشان نمی دهد.

روابط بلند مدت میان متغیرها با استفاده از معادلات (۲) تا (۵) در رهیافت آزمون کرانه های ARDL آمده است که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است. آماره F محاسبه شده در سطح ۱ درصد (۶/۱۹۰) بزرگتر از UCB است. در نتیجه می توان گفت تاثیر lnG_t، lnK_t و lnL_t بر روی lnY_t در بلند مدت زیاد است (در معادله اول) در نتیجه می توان فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلند مدت میان متغیرها را هنگامی که رشد اقتصادی متغیر وابسته است (معادله ۱) رد کرد.

---

1) Jarque-Bera
2) Ouattara, 2004
3) Elliot et al., 1996
4) Clemente et al. 1998

به طور مشابه آماره F محاسبه شده (۵/۲۱۳ و ۴/۲۷۵) هنگامی که مصرف گاز طبیعی و سرمایه متغیر وابسته هستند بزرگتر از مقدار UCB است اما آماره F محاسبه شده برای هنگامی که نیروی کار درونزا در نطر گرفته شده است (۰/۵۰۹) کمتر از LCB. است بدین ترتیب سه بردار همجمعی خواهیم داشت که وجود رابطه بلند مدت میان متغیرها را تایید می کند.

جدول ٦) نتایج آزمون همجمعی یوهانسن

فرضیات	آزمون اثر	آزمون حداکثر مقادیر ویژه
$R = 0$	۸۰/۵۵۹*	۳۹/۵۷۷*
$R \leq 1$	۳۲/۲۴۰**	۲۰/۲۰۵***
$R \leq 2$	۸/۸۵۴	۱۲/۴۶۶
$R \leq 3$	۰/۱۸۱	۰/۱۸۱

* ، ** و *** به ترتیب سطح معنی داری ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می دهند.

قدرت آزمون ARDL با بکارگیری آزمون همجمعی یوهانسن مورد بررسی قرار گرفته و نتایج در جدول (۶) گزارش شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، ۲ بردار همجمعی وجود دارد که وجود روابط بلند مدت میان متغیرها را تایید می‌کند. درنتیجه، آزمون ARDL در اصطلاح robust و قابل اعتماد می باشد.

نتایج تحقیق دال بر وجود رابطه بلند مدت میان مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی است. ضرایب بلند مدت بدست آمده از مدل ARDL در جدول (۷) گزارش شده است. مشاهده می شود مصرف گاز طبیعی تاثیر مثبتی روی رشد اقتصادی دارد که در سطح ۱ درصد معنی دار است. یافته های این مقاله با یافته های آپرگیس و پاین (۲۰۱۰)۱ و آرمن و زارع (۱۳۸۴)، آماده و همکاران (۱۳۸۸) و شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰) سازگار می باشد. نتایج نشان می دهند ۱ درصد افزایش در مصرف گاز طبیعی ۰/۳۴۱۷ درصد رشد اقتصادی را افزایش می دهد. با استدلالی مشابه افزایش سرمایه باعث افزایش رشد اقتصادی می شود که آماره مربوطه در سطح معنی داری ۱ درصد پذیرفته می‌شود. یک درصد افزایش در سرمایه می تواند رشد اقتصادی را ۰/۳۰۳۴ درصد افزایش دهد (با فرض ثابت بودن سایر شرایط). اثر نیروی کار بر رشد اقتصادی نیز مثبت ارزیابی می‌گردد و در سطح ۱ درصد معنی‌دار می باشد. با فرض ثبات سایر شرایط ، ۱ درصد افزایش در نیروی کار رشد اقتصادی را ۰/۳۱۸۸ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به نتایج جدول (۷) می توان گفت تاثیر مصرف گاز طبیعی بر رشد اقتصادی ایران از سایر نهاده ها بیشتر بوده است.

1) Apergis and Payne 2010

جدول ۷) نتایج کوتاه مدت و بلند مدت (متغیر وابسته=$\ln Y_t$)

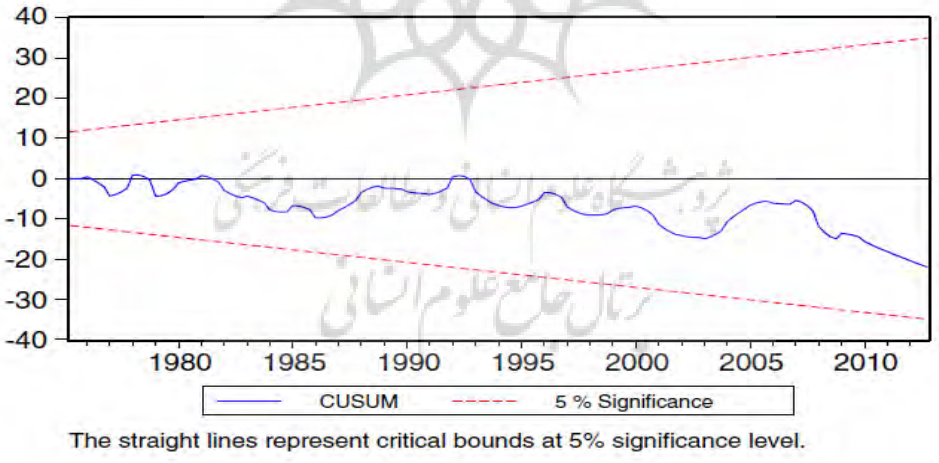
متغیر	ضریب	آماره F
نتایج بلند مدت		
ثابت	۰/۹۱۲۲*	۷/۸۵۴۴
$\ln G_t$	۰/۳۴۱۷*	۴/۹۵۵۱
$\ln K_t$	۰/۳۰۳۴*	۰/۳۲۵۰
$\ln L_t$	۰/۳۱۸۸*	۳/۲۱۹
R^2	۰/۹۷	
F	۳۳/۵۴۹۹*	
نتایج کوتاه مدت		
ثابت	۰/۰۱۱۸*	۳/۲۰
$\ln G_t$	۰/۲۴۴۹*	۶/۵۱۸۰
$\ln K_t$	۰/۶۳۰۱*	۴/۴۵۸۰
$\ln L_t$	۰/۰۱۹۵۵	۰/۲۶
ECM_{t-1}	-۰/۰۲۷۱۱*	-۸/۸۴
R^2	۰/۲	
F	۱۰/۱۱۰۲*	
آزمون تشخیص		
χ^2**Normal**	۲/۲۳۷	۱/۲
χ^2**Serial**	۰/۵۵	۰/۱۱
χ^2**ARCH**	۳/۵۱	۰/۹۱
χ^2**White**	۰/۵	۰/۵۷
χ^2**Remsay**	۰/۱۶	۰/۷۰۷۱

* و ** به ترتیب سطح معنی داری ۱٪ و ۵٪ را نشان می دهند.

از یافته های این مقاله و سایر مقالات چنین بر می آید که ایران نیز مانند اکثر کشورها وابسته به انرژی است و هرگونه تغییر در عرضه گاز طبیعی می تواند تاثیرات قابل توجهی بر رشد اقتصاد کشور داشته باشد. با افزایش روزافزون تقاضای گاز باید تمهیداتی در جهت استخراج بیشتر و بهره گیری بهینه از میدان های گازی (مخصوصا پارس جنوبی) اندیشیده شود. همچنین سرمایه گذاری در کشف میدان های گازی جدید و فناوری‌های روز دنیا می تواند مستقیما رشد اقتصادی کشور را تحت تاثیر قرار دهد. لازم به ذکر می‌باشد تمامی موارد مذکور منوط به حل مساله هسته‌ای ایران می‌باشد. هرگونه تعویق

در حل مشکلات جهانی و منطقه‌ای ایران می تواند اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران داشته باشد مگر اینکه میان نهاده ها اثرات جانشینی قوی وجود داشته باشد.[۱] در این مقاله، مطالعه ای در مورد اثرات جانشینی انجام نشده است اما جهت حصول اطمینان از مشکل ساز نبودن متغیرهای توضیحی و برای بررسی همخطی، از ماتریس همبستگی و VIF بهره می‌گیریم. بررسی های انجام شده نشان می دهد مقدار آماره VIF کمتر از ۱۰ بوده که نشان دهنده نبود همخطی است. از آنجایی که تخمین های ما در سطح بوده (یعنی جهت حفظ اثرات بلند مدت از متغیرها دیفرانسیل گرفته نشده)، احتمال همبستگی میان متغر سرمایه و مصرف گاز طبیعی وجود دارد.[۲] پسران و شین (۱۹۹۹)[۳]ثابت کرده اند که اگر درجه ARDL صحیح انتخاب شود، مشکل همبستگی سریالی و رگرسورهای درونزا مرتفع می گردد که در این مطالعه به پیروی از پسران و شین (۱۹۹۹) و ایندر (۱۹۹۳) درجه ARDL بهینه انتخاب شده است.

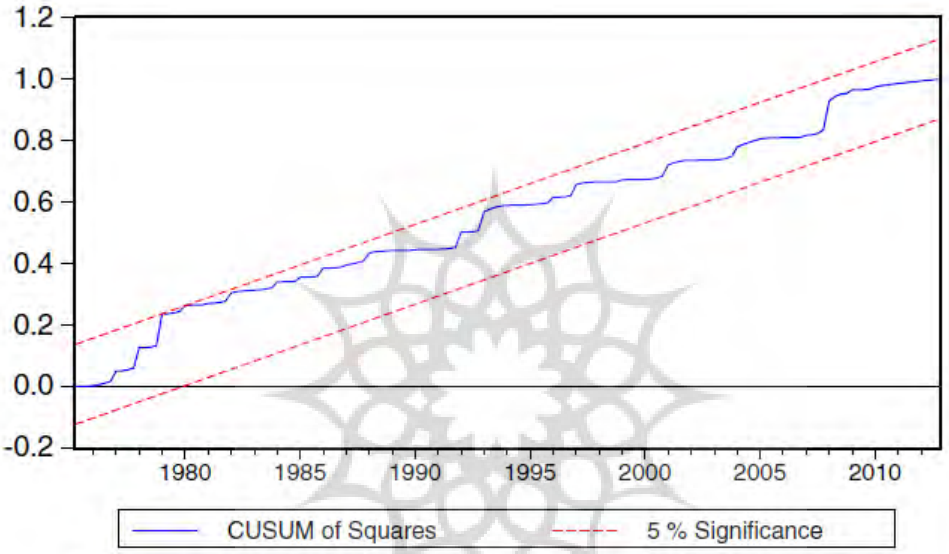
بر اساس یافته‌های این تحقیق، در کوتاه مدت مصرف گاز و سرمایه اثر مثبت و معنی داری روی رشد اقتصادی دارند و اثر نیروی کار بر رشد اقتصادی مثبت ولی بی معنی ارزیابی می گردد. ضریب تصحیح خطا در این مطالعه ۰/۰۲۷۱۱ـ می‌باشد که در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. این ضریب علاوه بر اینکه رابطه بلند مدت میان متغیرها را معتبر می سازد، سرعت تعدیل از کوتاه مدت به بلند مدت را نیز نشان می دهد. بدین ترتیب می توان نتیجه گرفت هر انحرافی که در تابع تولید ایجاد شود، در مدت زمانی حدود ۶ سال با ضریب ۲/۷۱۱ درصد اصلاح می شود.



شکل۱) مجموع تجمعی باقی مانده ها (خطوط نقطه چین مرزهای بحرانی را در سطح ۵ درصد نشان می دهند)

1) Smyth et al., 2011
2) Inder, 1993
3) Pesaran and Shin, 1999

آزمون تشخیص و نرمال بودن نشان می دهد اجزاء اخلال به صورت نرمال توزیع شده اند و هیچ همبستگی سریالی وجود ندارد، همچنین اثر ARCH دیده نمی شود. آماره RESET رمزی نیز نشان می‌دهد شکل تابعی بکار گرفته شده بخوبی تصریح شده است. نمودار مجموع تجمعی CUSUM[1] و مجموع مربعات تجمعی CUSUMSQ[2] نشان می دهند که مدل ARDL منتخب ما کاملا پایدار و با ثبات است (نمودارهای ۱ و ۲).



شکل۲) مجموع تجمعی مربعات باقی مانده ها (خطوط نقطه چین مرزهای بحرانی را در سطح ۵٪ نشان می دهند)

نتایج آزمون علیت گرنجر در جدول (۸) گزارش شده است. آزمون علیت بلند مدت در واقع آزمون معنی داری ضریب جمله تصحیح خطای با وقفه (ECT_{t-1}) در مدل می باشد. آزمون علیت در کوتاه مدت نیز با آزمون معنی داری ضرایب متغیرهای توضیحی با وقفه در مدل تشریح می گردد. نتایج تحقیق وجود اثرات بازخوردی بین مصرف گاز و رشد اقتصادی را نشان می دهد. این اثر چنین توصیف می گردد که کاهش مصرف انرژی (در اینجا گاز طبیعی) و یا ذخیره سازی و تبلیغات در جهت کاهش مصرف انرژی می تواند اثر منفی بر رشد اقتصادی کشور داشته باشد. این نتیجه با نتایج مطالعات آرمن و زارع (۱۳۸۴ و ۱۳۸۸) و آماده و همکاران (۱۳۸۸) و شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰)، مهر آرا و همکاران (۱۳۹۰)، فلاحی و شورکچالی (۱۳۸۹) و فطرس و جبرائیلی (۱۳۹۰) سازگار و با مطالعات نیکواقبال و همکاران (۱۳۸۹) و مهر آرا و زارعی (۱۳۹۰) ناسازگار می باشد. به دلیل وجود رابطه دو طرفه مصرف گاز و سرمایه، تمامی استنتاجات در مورد رابطه بین

1) cumulative sum
2) Cumulative sum of squares

مصرف گاز و رشد برای سرمایه و رشد نیز قابل قبول است. نیروی کار یک علیت گرنجری برای رشد اقتصادی، مصرف انرژی و سرمایه است. در کوتاه مدت مصرف گاز معلول گرنجری رشد اقتصادی است و سرمایه هم علت گرنجری رشد اقتصادی است.

جدول ۸) نتایج آزمون علیت گرنجر

	نوع آزمون علیت گرنجر								
متغیر وابسته	کوتاه مدت				بلند مدت	کوتاه مدت و بلند مدت (مشترک)			
	ΔlnY_t	ΔlnG_t	ΔlnK_t	ΔlnL_t	ECT_{t-1}	$\Delta lnY_t ECT_{t-1}$	$\Delta lnG_t ECT_{t-1}$	$\Delta lnK_t ECT_{t-1}$	$\Delta lnL_t ECT_{t-1}$
	آماره F (P-VALUE)				آماره t	آماره F (P-VALUE)			
$\Delta \ln Y_t$	----	۱/۴	۲	۰/۴	-۰/۲۱۴۴*	---	۵/۱۰۸۱*	۴/۳۳۴۰**	۲/۸۱۱۲**
		(۰/۲)	(۰/۳)	(۰/۶)	(-۴/۰۱۰۲)		(۰/۰۱)	(۰/۰۴)	(۰/۰۵)
$\Delta \ln G_t$	۴/۷**	---	۱	۰/۱	۰/۸۱۰۹** -	۲/۲۶۲۶**	---	۲/۳۵۱۴**	۲/۹۸۹۱***
	(۰/۰۲)		(۰/۴)	(۰/۸)	(-۳/۳۵۱۰)	(۰/۳۹)		(۰/۰۴)	(۰/۰۷)
$\Delta \ln K_t$	/۱*** ۳	۰/۱	---	۰/۶	۰/۵۱۵۷*	۵/۱۰۰۸**	۲/۵۴۴۰**	---	۴/۲۰۰۵**
	(۰/۰۳)			(۰/۶)	(-۲/۴۵۵۰)	(۰/۲۱)	(۰/۰۳)		(۰/۰۲)
$\Delta \ln L_t$	۰/۲	۰/۳	۰/۸	---	---	---	---	---	---
	(۰/۵)	(۰/۸)	(۰/۳)						

* ، ** و *** به ترتیب سطح معنی داری ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می دهند.

نتایج و پیشنهادهای سیاستی

در این مقاله، رابطه بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در چارچوب یک تابع تولید و در قالب یک الگوی چند متغیره مشتمل بر سرمایه و نیروی کار مورد بررسی قرار گرفت. آزمون کرانه های *ARDL* موید وجود رابطه بلند مدت میان رشد اقتصادی، مصرف گاز، سرمایه و نیروی کار بود. در مطالعه آپرگیس و پاین (۲۰۱۰) کشش مصرف گاز نسبت به رشد اقتصادی ۰/۶۵۲ محاسبه شده است در حالی که نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد این نسبت ۰/۳۴۱۷ می باشد. با توجه به اینکه اکثر مطالعات نظیر مطالعه مذکور دو متغیره می‌باشند و اینکه صحت نتایج مطالعه حاضر با آزمون های مختلف مورد تایید قرار گرفت، می‌توان چنین اظهار نظر نمود که برای سیاست گذاری های آینده نتایج این مطالعه از درجه صحت بیشتری برخوردار می باشد زیرا همان طور که گذشت، پایداری و *robust* بودن نتایج با روش های گوناگونی مورد

آزمون واقع شد (نتایج آزمون های علیت گرنجر و تحلیل واریانس دال بر وجود رابطه دو طرفه میان مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی است). نتیجه اخیر اثرات بازخوردی را نیز حمایت می کند.

نتایج تحقیق نشان می دهد عدم استفاده و استخراج و اکتشاف بهینه ممکن است منجر به کاهش رشد اقتصادی گردد. از آنجایی که گاز طبیعی یکی از مهم ترین منابع تامین انرژی در ایران و جهان به شمار می رود، به دلیل اثرات مخرب زیست محیطی کمتر، مقرون بصرفه نبودن سرمایه گذاری در انرژی هایی نظیر انرژی هسته ای و از همه مهمتر به دلیل وجود ذخایر عظیم گاز طبیعی در کشور ایران، باید تمهیداتی در جهت تامین تقاضای روز افزون به این سوخت پاک اندیشیده شود زیرا همان طور که بحث شد، مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران و جهان رابطه مستقیم و معنی‌داری دارند و عدم پوشش تقاضای روز افزون گاز می تواند مانعی بر سر راه رشد اقتصادی ایران باشد. با توجه به اینکه ایران یکی از بزرگترین مصرف کنندگان گاز می باشد و اینکه میدان پارس جنوبی میان ایران و قطر مشترک می باشد، سرمایه گذاری (جذب سرمایه های خارجی) هرچه بیشتر در جهت استخراج بیشتر می تواند عاملی در جهت تامین نیازهای روز افزون کشور و ضامنی برای رشد اقتصادی کشور باشد. با توجه به مطالعه آپرگیس و پاین (۲۰۱۰)، مشارکت بخش خصوصی در کشف، استخراج و توزیع گاز می تواند کارایی بیشتری به چرخه تولید، توزیع و اکتشاف ببخشد. اکتشاف و استخراج بیشتر، صادرات بیشتری را در پی خواهد داشت که در نهایت می تواند منجر به بهبود تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها گردد.

منابع

[۱] علیرضا شکیبایی و مجید احمدلو، (۱۳۹۰)، بررسی رابطه بین مصرف حامل های انرژی و رشد زیربخش های اقتصادی در ایران:رهیافت تصحیح خطای برداری، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی سال هشتم شماره۳۰، صفحات ۲۰۳-۱۸۱.

[۲] محمد حسن فطرس، سودا جبرئیلی، (۱۳۹۰)، رشد اقتصادی و مصرف انرژی: مقایسه تطبیقی کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، دو فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه ای سال هجدهم شماره۲ گاییز و زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۲۸-۱۹.

[۳] محمد حسن فطرس میثم نسرین دوست، (۱۳۸۸)، بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹، مطالعات اقتصاد انرژی تابستان ۱۳۸۸ – شماره ۲۱ صفحه – از ۱۱۳ تا ۱۳۶.

[۴] محمد حسن فطرس، اکبر، سودا جبرائیلی،(۱۳۹۱)، بررسی میزان تأثیر مصرف انرژی های تجدید پذیر و تجدیدناپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه، مطالعات اقتصاد انرژی بهار ۱۳۹۱ – شماره ۳۲ صفحه – از ۵۱ تا ۷۲.

[۵] سید عزیز آرمن، روح الله زارع، ، (۱۳۸۴)، بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۸۱، پژوهش‌های اقتصادی ایران ، ۲۸ صفحه – از ۱۱۷ تا ۱۴۴.

[۶] سید عزیز آرمن، روح الله زارع، ، (۱۳۸۴)، بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۱۳۴۶-۱۳۸۱، پژوهش‌های اقتصادی ایران ، ۲۸ صفحه – از ۱۱۷ تا ۱۴۴.

[۷] سید عزیز آرمن، روح الله زارع، (۱۳۸۸)، مصرف انرژی در بخش های مختلف و رابطه آن با رشد اقتصادی در ایران؛ تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو ، ،صفحه – از ۶۷ تا ۹۲.

[۸] بهبودی،داود؛ برقی گلعذانی،اسماعیل، (۱۳۸۷)، اثرات زیست محیطی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، اقتصاد مقداری ، صفحه – از ۳۵ تا ۵۴.

[۹] شکیبایی،علیرضا، احمدلو،مجید، (۱۳۹۰)، بررسی رابطه ی بین مصرف حامل های انرژی و رشد زیر بخش های اقتصادی در ایران ۱۳۸۶ – ۱۳۴۶ رهیافت تصحیح خطای برداری، صفحه از ۱۸۱ تا ۲۰۴.

[۱۰] محسن مهر آرا، محمود زارعی، (۱۳۹۰) اثرات غیر خطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه ای، پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی ، زمستان ۱۳۹۰ – شماره ۵، (علمی–پژوهشی)، ۳۴ صفحه از ۱۱ تا ۴۴.

[۱۱] محسن مهر آرا، حمید ابریشمی، سبحانیان،سیدمحمدهادی، (۱۳۹۰)، اثرات غیر خطی رشد اقتصادی بر رشد مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک و کشورهای بریک با استفاده از ، پژوهش‌های اقتصادی ایران ، زمستان ۱۳۹۰، سال شانزدهم– شماره ۴۹(علمی–پژوهشی)، ۲۸ صفحه از ۱۷۷ تا ۲۰۴.

[۱۲] علی اکبر نیکواقبال، آزاده اختری، محبوبه امینی اسفیدواجانی، مریم عطار کاشانی،، (۱۳۹۱)رشد اقتصادی، رشد مصرف انرژی و رشد انتشار دی اکسید کربن بررسی رابطه ی علیت با رویکرد داده های تلفیقی پویا (DPD)، مطالعات اقتصاد انرژی ، صفحه از ۱۶۹ تا ۱۹۸.

[۱۳] فیروز فلاحی، جلال منتظری شور کچالی، (۱۳۸۹)، مصرف فرآورده های نفتی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران؛ یک رویکرد غیر خطی، پژوهش‌های اقتصادی ایران، صفحه از ۱۱۱ تا ۱۳۴.

[۱۴] حسن حیدری، بهرام سنگین آبادی ، (۱۳۹۲)، تاثیر تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی ایران،تحقیقات اقتصادی ، صفحه از ۱ تا ۲۳.

[15] Adeniran, O., 2009. Does Energy Consumption Cause Economic Growth? An Empirical Evidence From Nigeria. University of Dundee, UK.

[16] Apergis, N., Payne, J.E., 2010. Natural gas consumption and economic growth: a panel investigation of 67 countries. Appl. Energy 87, 2759–2763.

[17] Aqeel, A and Butt, M, S. (2001). The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan.Asia-Pasific Development Journal. 8, 101-109.

[18] Altinay, G and Karagul, E. (2005). Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey. Energy Economics, 27, 849-856.

[19] Baxter, M., King, R.G., 1999. Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. Rev. Econ. Stat. 81 (4), 575–593.

[20] Beaudreau, B., 2005. Engineering and economic growth. Energy Econ. 16, 211–220.

[21] Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M., 1975. Techniques for testing the constancy of regression relations over time. J. R. Stat. Soc. 37, 149–163.

[22] Chaisrisawatsuk, A.C., Sharma, S.C., Chowdhury, A.R., 2004. Money demand stability under currency substitution: some recent evidence. Appl. Financ. Econ. 14, 19–27.

[23] Chang, T., Fang, W.,Wen, L., 2001. Energy consumption, employment, output and temporal

causality: evidence from Taiwan based on cointegration and error-correction modeling techniques. Appl. Econ. 33, 1045–1056.

[24] Clament, I.A.U., 2010. Cointegration and causality relationship between energy consumption and economic growth: further empirical evidence for Nigeria. J. Bus. Econ. Manag. 15, 97–111.

[25] Clemente, J., Montañés, A., Reyes, M., 1998. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. Econ. Lett. 59, 175–182.

[26] Darrat, A.F., Al-Mutawa, A., Benkato, O.M., 1996. On Currency Substitution andMoney Demand Instability. Int. Rev. Econ. Financ. 5 (3), 321–334.

[27] Dejong, D.N., Nankervis, J.C., Savin, N.E., 1992. Integration versus trend stationarity in time series. Econometrica 60, 423–433.

[28] EIA, 2010. International energy outlook 2010. Energy International Administration, Washington DC.

[29] Elliot, G., Rothenberg, T.J., Stock, J.H., 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. Econometrica 64, 813–836.

[30] Erbaycal, E. (2008). Disaggregated Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey.International Research Journal of Finance and Economics. 20: 1-8.

[31] Ewing, B.T., Sari, R., Soytas, U., 2007. Disaggregate energy consumption and industrial output in the United States. Energy Pol. 35, 1274–1281.

[32] Fatai, K., Oxley, L., Scrimgeour, F.G., 2004.Modeling the causal relationship between energy consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines, and Thailand. Math. Comput. Simul. 64, 431–445.

[33] Ghali, K.H., El-Sakka, M.I.T., 2004. Energy consumption and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis. Energy Econ. 26, 225–238.

[34] Harris, R., Sollis, R., 2003. Applied Time Series Modeling and Forecasting. Wiley, West Sussex.

[35] Hu, J.L., Lin, C.H., 2008. Disaggregated energy consumption and GDP in Taiwan: a threshold cointegration analysis. Energy Econ. 30, 2342–2358.

[36] Huang, B, N and Hwang, M, J. (2008). Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth Revisited: A dynamic panel data approach.Ecological Economics. 67, 41-54.

[37] Inder, B., 1993. Estimating long-run relationships in economics: a comparison of different approaches. J. Econ. 57, 53–68.

[38] Jinke, L., Hualing, S., Dianming, G., 2008. Causality relationship between coal consumption and GDP: difference of major OECD and non-OECD countries. Appl. Energy 85, 421–429.

[39] Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. Oxf. Bull. Econ. Stat. 52, 169–210.

[40] Karanfil, F., 2009. How many times again will we examine the energy-income nexus using a limited range of traditional econometric tools? Energy Pol. 37, 1191–1194.

[41] Kraft, I and Kraft, A. (1978).On the Relationship between Energy and GNP.Journal of Energy Development. 3, 401-403.

[42] Lean, H.H., Smyth, R., 2010. On the dynamics of aggregate output, electricity consumption and exports in Malaysia: evidence from multivariate Granger causality tests. Appl. Energy 87, 1963–1971.

[43] Lee, C.C., Chang, C.P., 2005. Structural breaks, energy consumption and economic growth revisited: evidence from Taiwan. Energy Econ. 27, 857–872.

[44] Lee, C.C., Chang, C.P., 2008. Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data. Resour. Energy Econ. 30, 50–65.

[45] Loizides, J., Vamvoukas, G., 2005. Government expenditure and economic growth: evidence from trivariate causality testing. J. Appl. Econ. 125–152.

[46] Lutkepohl, H., 1982. Non-causality due to omitted variables. J. Econ. 19, 367–378.

[47] McDermott, J.,McMenamin, P., 2008. Assessing inflation targeting in Latin America with a DSGE model. Central Bank of Chile Working Papers, No 469, Chile.

[48] Noor, S., Siddiqi, M.W., 2010. Energy consumption and economic growth in South AsianCountries: a cointegrated panel analysis. Int. J. Bus. Econ. Sci. 2, 245–250.

[49] Oh, W and Lee, K. (2004). Energy Consumption and Economic Growth in Korea: Testing the Causality Relation.Journal of Policy Modeling. 26, 973-981.

[50] Ouattara, B., 2004. Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal.Mimeo University of Manchester, Manchester, UK.

[51] Ozturk, I., Aslan, A., Kalyoncu, H., 2010. Energy consumption and economic growth relationship: evidence from panel data for low and middle income countries. Energy Pol. 38, 4422–4428.

[52] Ozturk, I., 2010. A literature survey on energy—growth nexus. Energy Policy 38, 340–349.

[53] Payne, J.E., 2010a. A survey of the electricity consumption-growth literature. Appl. Energy 87, 723–731.

[54] Payne, J.E., 2010b. Survey of the international evidence on the causal relationship between energy consumption and growth. J. Econ. Stud. 37 (1), 53–95.

[55] Pesaran, M.H., Shin, Y., 1999. An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University.

[56] Press, Cambridge.

[57] Pesaran,M.H., Shin, Y., Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of long run relationships. J. Appl. Econ. 16, 289–326.

[58] Rahbek, A., Mosconi, R., 1999. Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models. Econ. J. 2, 76–91.

[59] Rashid, A., Jehan, Z., 2013. Derivation of Quarterly GDP, Investment Spending, and Government Expenditure Figures FromAnnual Data: The Case of Pakistan. MPRA,Munich University, Munich, Germany.

[60] Reynolds, D.B., Kolodziej, M., 2008. Former Soviet Union oil production and GDP decline: Granger-causality and the multi-cycle Hubbert curve. Energy Econ. 30, 271–289.

[61] Romero, A.M., 2005. Comparative study: factors that affect foreign currency reserves in China and India 2005. Honors Projects. Paper 33. Illinois Wesleyan University, United States.

[62] Samreth, S., 2008. Estimating money demand function in Cambodia: ARDL a pproach. Unpublished http://mpra.ub.uni-muenchen.de/16274/. Sari, R., Soytas, U., 2007. The growth of income and energy consumption in six developing countries. Energy Pol. 35, 889–898.

[63] Sari, R., Ewing, B.T., Soytas, U., 2008. The relationship between disaggregate energy consumption and industrial production in the United States: an ARDL approach. Energy Econ. 30, 2302–2313.

[64] Sari, R., Soytas, U., 2009. Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: Challenges faced by an EU candidate member. Ecol. Econ. 68 (6), 1667–1675.

[65] Shahbaz, M., Lean, H.H., Shabbir, M.S., 2012. Environmental Kuznets Curve hypothesis in Pakistan: cointegration and Granger causality. Renew. Sust. Energ. Rev. 16, 2947– 953.

[66] Shahbaz. M, Aruri.M, Teolon.F, 2014, Short- and long-run relationships between natural gas consumption and economic growth: Evidence from Pakistan, Elsevier Economic Modelling 41 (2014) 219–226.

[67] Shahbaz, M., Lean, H.H., Farooq, A., 2013. Natural gas consumption and economic growth in Pakistan. Renew. Sust. Energ. Rev. 16, 2947–2953.

[68] Smyth, R., Narayan, P.K., 2004. Dead man walking: an empirical reassessment of the deterrent effect of capital punishment using the bounds testing approach to cointegration. Econ. Soc. 38 (17), 1975–1990 (2004 Australasian Meetings 332, Econometric Society).

[69] Soytas, U and Sari, R. (2007). The Relationship between Energy and Production: Evidence from Turkish Manufacturing Industry. Energy Economics. 29: 1151-1165.

[70] Smyth, R., Narayan, P.K., Shi, H., 2011. Substitution between energy and classical factor inputs in the Chinese steel sector. Appl. Energy 88, 361–367.

[71] Stern, D.I., 2000. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy. Energy Econ. 22, 267–283.

[72] Tang, C.F., Chua, S.Y., 2012. The savings-growth nexus for theMalaysian economy: a view through rolling sub-samples. Appl. Econ. 44 (32), 4173–4185.

[73] Toda, H.Y., Yamamoto, T., 1995. Statistical inferences in vector autoregressions with possibly integrated processes. J. Econ. 66, 225–250.

[74] Wolde-Rafael, Y., 2006. Electricity consumption and economic growth: a time series experience for 17 African countries. Energy Pol. 34, 1106–1114.

[75] Weliwita, A., Ekanayake, E.M., 1998. Demand forMoney in Sri Lanka during the post-1977 period; a co integration and error correction analysis. Appl. Econ. 30, 1219–1229.

[76] Wolde-Rufael, Y., 2010. Bounds test approach to cointegration and causality between nuclear energy consumption and economic growth in India. Energy Pol. 38, 52–58.

[77] Yang, H.Y., 2000. A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan. Energy Econ. 22, 309–317.

[78] Yu, E.S.H., Choi, J.Y., 1985. The causal relationship between energy and GNP: an international comparison. J. Energy Dev. 10, 249–272.

[79] Yuan, J.H., Kang, J.G., Zhao, C.H., Hu, Z.G., 2008. Energy consumption and economic growth: evidence from China at both aggregated and disaggregated levels. Energy Econ. 30, 3077–3094.

[80] Zhou, S., 2001. The power of cointegration tests versus data frequency and time spans. South. Econ. J. 67, 906–921.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی