مصرف انرژی و رشد ارزش‌افزوده در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران: رویکرد هم انباشتگی و تصحیح خطای پانل

مجید آقایی[1]
استادیار اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران
مهدیه رضاقلی زاده[2]
استادیار اقتصاد و عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران

تاریخ دریافت: 1392/10/22 تاریخ پذیرش:1393/9/11

چکیده

در این مطالعه کوشش می‌شود تا به مسئله قدیمی انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از روش‌های جدید اقتصادسنجی در بخش‌های اصلی اقتصاد ایران پرداخته شود. این مطالعه در چارچوب مدل تصحیح خطای پانل چند متغیره[3] (PECM) و آزمون‌های هم انباشتگی و علیت پانل[4] به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف انرژی و رشد ارزش‌افزوده در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور، با در نظر گرفتن قیمت انرژی طی دوره زمانی 1369 تا 1389 می‌پردازد. برآورد ضرایب بلندمدت با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی پویا[5] (DOLS) و حداقل مربعات معمولی تعدیل شده کامل[6] (FMOLS) و برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و روابط علیت با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده[7] (PMG) انجام

1- M.aghaei@umz.ac.ir
č - (* - نویسنده مسئول: M.gholizadeh@umz.ac.ir)

3- Panel Multivariate Error Correction Model
4- Co integration and Panel Granger causality
5- Dynamic Ordinary Least Square
6- Fully Modified Ordinary Least Square
7- Pooled Mean Group

شده است. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این است که افزایش (کاهش) مصرف انرژی در بخش‌های مختلف کشور منجر به افزایش (کاهش) رشد ارزش‌افزوده در آن‌ها می‌شود، درنتیجه با توجه به این رابطه دو سویه[1]، فرضیه بازخورد[2] در این تحقیق مورد تائید قرار می‌گیرد. تأثیر افزایش قیمت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های مختلف در کوتاه‌مدت نیز منفی ولی در بلندمدت مثبت است.

کلیدواژه‌ها: مدل تصحیح خطای پانل، هم انباشتگی پانل، مصرف انرژی، رشد اقتصادی.

طبقه بندی JEL: C23 ،O13

مقدمه

رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی بعد از بحران انرژی در دهه 70 میلادی به یکی از موضوعات مورد بحث در اقتصاد تبدیل شده است و تمام مطالعاتی که از زمان (Kraft &Kraft 1978) ، در طول سه دهه آغاز شده‌اند، به دنبال پاسخگویی به آن بوده‌اند ولی بعد از گذشت این مدت، هنوز مبهم مانده است. امروزه رسیدن به رشد اقتصادی بالا یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و مخصوصاً درحال‌توسعه است و هیچ شکی در این نیست که انرژی به‌عنوان یکی از عوامل اساسی در اقتصاد، نقش بسیار مهمی در تولید و رشد اقتصادی کشورهای مختلف ایفا می‌کند. درحالی‌که دستیابی به انرژی و مخصوصاً انرژی‌های مدرن به‌تنهایی راه علاج و چاره کشورهای درحال‌توسعه در برابر مشکلات اقتصادی و اجتماعی موجود نیست، ولی امروزه به‌وضوح مشخص شده است که فقدان دسترسی به منابع انرژی مطمئن و ارزان‌قیمت یکی از موانع اساسی توسعه انسانی، اجتماعی و اقتصادی کشورها به شمار می‌رود. فقر انرژی یکی از موانع بسیار مهم کشورها برای تحقق اهداف توسعه هزاره[3] است، زیرا خدمات انرژی تأثیرات بسیار مهمی بر بهره‌وری، سلامت، آموزش، وسایل ارتباطی و ... دارد. به‌طورکلی می‌توان گفت فقدان دسترسی به انرژی مانعی برای رشد اقتصادی، توسعه پایدار، کاهش فقر و درنتیجه دسترسی به اهداف توسعه

1- Bidirectional
2- Feedback hypothesis
3- Millennium Development Goals

هـزاره اسـت (United Nations Industrial Development Organization (UNIDO) 2011)، با توجه به اینکه از نظر تئوری و کیفی نقش انرژی در رشد و توسـعه اقتصـادی آشـکار مـی‌باشـد، بررسی تجربی و برآورد رابطـه بـین انـرژی و رشـد اقتصـادی نیـز قابـل بحـث و بررسـی مـی‌باشـد. مطالعات تجربی فراوانی در این زمینه و با استفاده از بـه‌کـارگیری روش‌هـای مختلـف و متغیرهـای مختلف انجام شده است ولی شواهد به‌دست‌آمـده از رابطـه بـین انـرژی و رشـد اقتصـادی در ایـن مطالعات، مختلف است و هنوز جای بحث و بررسی دارد. علاوه بر این، ماهیت رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی تأثیرات و کاربردهای سیاستی مهمی در جامعه دارد. بنابراین بررسی رابطـه احتمـالی بلندمدت یا کوتاه‌مدت بین انرژی و رشد اقتصـادی بـرای یـک کشـور یـا منطقـه مشـخص جهـت سیاست‌گذاری انرژی بسیار حائز اهمیت می‌باشد. این نتایج نـه‌تنهـا بیـانگر رابطـه مهـم بـین رشـد اقتصادی و انرژی هستند، بلکه موجب فراهم کـردن مبـانی و اصـول بررسـی رابطـه بـین انـرژی و سیاست‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی نیز می‌شوند. برای مثال اثبات وجود رابطـه علیـت یک طرفه از انرژی به رشد اقتصادی، فرضیه نقش اساسـی و حیـاتی انـرژی در رشـد اقتصـادی را تائید می‌کند. وجود چنین ارتباطی، تأکید می‌کند که رشد اقتصادی به انرژی وابسته است و عـدم دسترسی یا دسترسی محدود به انرژی می‌تواند باعث محدود شدن رشد اقتصـادی شـده و درنتیجـه تهدیدی برای نسل حاضر و آینده باشد. در این شرایط، اتخاذ سیاست‌های مناسب ملی و منطقه‌ای، ابداع روش‌های نوین به‌منظور دسترسی به انرژی ارزان‌قیمت، مدرن و پاک مانند دسترسی به انرژی الکتریسیته و انرژی‌های تجدیدپذیر برای تمام اقشار جامعه بسیار ضروری می‌باشد. بر عکـس اگـر رابطه علیت از رشد اقتصادی به مصرف انرژی باشد و یـا رابطـه علیتـی بـین ایـن دو وجـود نداشـته باشد، نشان‌دهنده وابستگی کمتر اقتصاد به انرژی است و ممکن اسـت سیاسـت‌هـای ذخیـره‌سـازی انرژی در این جوامع تأثیرات کمتر یا هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته باشد. بنـابراین تشـخیص رابطه علیت بین انرژی و رشد اقتصادی به‌منظور کاربرد سیاسـت‌هـای مناسـب در زمینـه انـرژی در کشورهای درحال‌توسعه بسیار حائز اهمیت می‌باشد (Costantiniand Martini, 2010).

با توجه به اهمیت رابطه بین مصرف و تقاضای انرژی و رشد اقتصـادی و آگـاهی از رابطـه بـین این متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت، در این مطالعه به بررسی این رابطـه در بخـش‌هـای مختلـف اقتصاد ایران با اسـتفاده از الگوهـای تصـحیح خطـا و هـم انباشـتگی پانـل (PECM) چنـد متغیـره پرداخته می‌شود. به همین منظور پس از ارائه مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده قبلی در این

زمینه، روش‌شناسی تحقیق مختصراً ارائه خواهد شد. سپس مدل و متغیرهای تحقیق در چارچوب یک مدل چندمتغیره پانل معرفی خواهند گردید. در ادامه و جهت تخمین مدل، ابتدا از آزمون‌های نوین ریشه واحد و هم انباشتگی پانل به‌منظور بررسی ریشه واحد و هم انباشتگی متغیرهای تحقیق استفاده خواهد شد. سپس با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و حداقل مربعات معمولی تعدیل شده کامل (FMOLS)، رابطه پویای بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی خواهد شد. درنهایت به بررسی رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در چارچوب یک مدل چندمتغیره با واردکردن متغیرهایی نظیر شاخص قیمت انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده (PMG) پرداخته می‌شود.

مطالعات انجام شده قبلی

تحقیقات بسیار زیادی در زمینه انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف انجام شده است و در هریک از این مطالعات نیز نتایج متفاوتی به‌دست‌آمده است، مهم‌ترین دلایل اختلاف در نتایج این مطالعات را می‌توان ناشی از تفاوت در دوره‌های مورد بررسی، مشخصات ویژه کشورها، مناطق و نواحی مورد بررسی، متغیرهای مورد استفاده و روش‌های مختلف اقتصادسنجی دانست. (Payne&Ozturk, 2010).

اولین مطالعه در زمینه رابطه علیت بین انرژی و رشد اقتصادی توسط (Kraft &Kraft, 1978)، با بررسی رابطه علیت بین رشدGNP و مصرف انرژی طی دوره زمانی 1947 تا 1974 در کشور آمریکا آغاز گردید. تمام مطالعات انجام شده در زمینه رشد اقتصادی و انرژی جواب قاطع و مشخصی در این زمینه فراهم نکردند و در حال حاضر نیز اتفاق‌نظر در مورد ماهیت این رابطه بین محققان وجود ندارد. (Ansgar Belke, Frauke Dobnik and Christian Dreger, 2011). مطالعات انجام شده در زمینه رشد اقتصادی و مصرف انرژی را بر اساس روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده می‌توان به چهار نسل مختلف تقسیم‌بندی کرد. نسل اول مطالعاتی هستند که از روش‌های سنتی خود رگرسیون برداری (VAR) استفاده کردند. برای مثال در مطالعه اولیه کرافت و کرافت از روش VAR استفاده گردید. مطالعات اولیه در زمینه انرژی، رابطه علیت بین انرژی و

رشد اقتصادی را با فرض وجود مانایی متغیرها مورد بررسی قرار دادند. نسل دوم مطالعات انجام شده در زمینه انرژی و رشد اقتصادی، ابتدا به بررسی مانایی متغیرها پرداختند و سپس با استفاده از روش‌های هم انباشتگی رابطه بلندمدت بین انرژی و رشد اقتصادی را در نمونه‌های مختلف مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعات از روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر[1] برای بررسی رابطه هم انباشتگی و بلندمدت بین دو متغیر و از مدل‌های تصحیح خطا، جهت بررسی رابطه علیت بین متغیرها استفاده گردیده است. مدل‌های نسل سوم از تخمین زن‌های چند متغیره مانند روش جوهانسن[2] استفاده کردند. در این روش بررسی رابطه بلندمدت بین چند متغیر امکان‌پذیر می‌باشد. نسل چهارم مطالعات که جدیدترین مطالعات در این زمینه می‌باشند از روش‌های نوین پانل دیتا و آزمون‌های جدید ریشه واحد و هم انباشتگی جهت بررسی رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی استفاده کردند (Ansgar Belke, Frauke Dobnik and Christian Dreger, 2011). در جدول (1) خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در این زمینه در ایران و سایر کشورهای دیگر ارائه شده است. نامشخص بودن رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی در نمونه‌های مختلف و با توجه به روش‌های مختلف در این جدول نیز قابل مشاهده است.

اغلب مطالعات انجام شده در زمینه انرژی و رشد اقتصادی بر اساس تابع تولید و با در نظر گرفتن نیروی کار و سرمایه می‌باشند و این رابطه را از جنبه تولید مورد بررسی قرار داده‌اند و جنبه تقاضای انرژی در نظر گرفته نشده است. اگر جنبه تقاضای انرژی نیز مدنظر باشد، باید متغیر قیمت انرژی نیز در مدل منظور گردد. مطالعاتی مانند مسیح و مسیح (Masih & Masih, 1988)، ادجایه (Adjaye, 2000)، فاتی و همکاران (Fatai et al., 2004) و ماهادوان و ادجایه (Mahadevan & Asafu-Adjaye, 2007) به‌منظور بررسی جنبه تقاضا در مطالعات انرژی و رشد از متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) به‌عنوان جانشین قیمت انرژی استفاده کردند. (Mahadevan and Asafu-Adjaye, 2007) و (Costantiniand Martini, 2010)، در مطالعاتشان از شاخص قیمت انرژی استفاده کردند، زیرا معتقد بودند که شاخص قیمت مصرف‌کننده نمی‌تواند به‌خوبی شاخص

1- Engle and Granger two-step procedure,1987
2- Johansen,1991

قیمت انرژی در مدل تأثیرگذار باشد. (Ansgar Belke, Frauke Dobnik and Christian, 2011 Dreger,) با توجه به مطالعات ذکر شده قبلی، در مطالعه حاضر نیز جهت بررسی همزمان بخش عرضه و تقاضا از متغیر قیمت انرژی در مدل استفاده گردیده است.

جدول ۱– خلاصه‌اي از مطالعات انجام شده قبلي در کشورهاي مختلف

نویسندگان	دوره زمانی	کشور	روش تحقیق	نتایج
Mehrara, 2007	1971-2002	11 کشور صادرات کننده نفت	مدل تصحیح خطای پانل دو متغیره	یک رابطه علیت یک طرفه از GDP به مصرف و تقاضای انرژی وجود دارد.
Mahadevan & Asafu, 2007	1971-2002	20 کشور درحال‌توسعه و توسعه‌یافته	مدل تصحیح خطای پانل چند متغیره	رابطه علیت دو طرفه بین GDP و تقاضای انرژی وجود دارد.
Chontanawat et al,2006	1980-2006	100 کشور منتخب توسعه‌یافته و درحال‌توسعه	مدل تصحیح خطای برداری پانل یک دو متغیره (panel VECM)	رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف متفاوت است.
Chiou-Wei et al, 2008	1954-2006	کشورهای آسیایی و آمریکا	علیت گرنجر	هیچ رابطه علیتی بین GDP و تقاضای انرژی در تایلند، کره جنوبی و آمریکا وجود دارد. رابطه علیت یک طرفه از GDP به تقاضای انرژی در فیلیپین و سنگاپور و یک رابطه علیت از تقاضای انرژی به GDP در تایوان، هنگ‌کنگ، مالزی و اندونزی وجود دارد.
Lee et al, 2008	1960 - 2001	22 کشور عضو OECD	مدل هم انباشتگی و تصحیح خطای پانل و	یک رابطه علیت دو طرفه بین تقاضایانی و GDP در این کشورها وجود دارد.
Narayan and Smyth, 2008	1972-2002	کشورهای گروه G7	هم انباشتگی پانل و علیت گرنجر	رابطه علیت یک طرفه از تقاضای انرژی به رشد اقتصادی در این کشورها وجود دارد.
Zhang & Cheng, 2009	1960-2007	چین	روش تعمیم‌یافته خود رگرسیون برداری	یک رابطه علیت یک طرفه از GDP به مصرف و تقاضای انرژی وجود دارد.

موجودی سرمایه و نیروی کار بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی در 15 کشور آفریقایی دارد و تأثیر انرژی از این دو کمتر است.	تجزیه واریانس و علیت گرنجری تودا و یاماتو	17 کشور آفریقایی	1971-2004	Wold Rafael, 2009
رابطه علیت دو طرفه بین GDP و تقاضای انرژی وجود دارد.	مدل تصحیح خطای برداری پانل چندمتغیره	برزیل، هند، روسیه و چین	1971-2005	Poa and Tsai, 2010
یک رابطه دو طرفه بین تقاضای برق و GDP وجود دارد.	خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی کرانه ای[1]	بورکینافاسو	1968 - 2003	Ouédraogo, I.M., 2010
رابطه علیت یک طرفه از انرژی به رشد اقتصادی در کشور کنیا و آفریقای جنوبی وجود دارد ولی در کشور کنگو علیت از رشد اقتصادی به GDP است	خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی کرانه ای	آفریقای جنوبی، کنیا و کنگو	1971-2006	Odhiambo, 2010
یک رابطه تعادلی بلندمدت بین مصرف انرژی، GDP، قیمت، نیروی کار و موجودی سرمایه در کشورهای واردکننده انرژی، صادرکننده انرژی و کل کشورها وجود دارد.	هم انباشتگی و تصحیح خطای پانل	کشورهای آفریقایی	1970 - 2006	Jude et all.,2010
رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف متفاوت است	مدل تصحیح خطای برداری پانل دومتغیره	93 کشور درحال‌توسعه و توسعه‌یافته	1980-2006	Narayan & Popp, 2012
رابطه علیت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی در بخش‌های خانگی، تجاری و حمل‌ونقل وجود دارد.	آزمون علیت تودا و	ایران	1346-1385	Arman, aziz et all .,2009
رابطهٔ علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یکطرفه از مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی انرژی برق به رشد اقتصادی وجود دارد. یک رابطهٔ علیت کوتاه‌مدت یکطرفه نیز از رشد اقتصادی به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد.	الگوی خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL)	ایران	1350 - 1382	Amadeh et all.,2009
باوجود شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی وجود دارد	آزمون هم جمعی گریگوری- هانسن	ایران	1346 - 1386	Behboodi et all.,2009

1- ARDL Bounds

Shakibaei et al., 2011	1346 - 1386	ایران	تحلیل هم انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری	رابطه علیت یک طرفه از مصرف برق در بخش‌های صنعت و کشاورزی با ارزش‌افزوده و رابطه علیت یک طرفه از مصرف گاز با ارزش‌افزوده بخش صنعت
Phetros et al.,2012	1980- 2009	کشورهای درحال‌توسعه منتخب	آزمون هم انباشتگی پانل و روش حداقل مربعات ادغام شده	وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی در مدل تائید می‌شود و میزان تأثیرگذاری انرژی‌های تجدیدناپذیر در بلندمدت بیشتر از تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر می‌باشد.

منبع: گردآوری نویسندگان

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، بیشتر مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای انرژی و رشد اقتصادی از داده‌های کلی[2] و در سطح کلان جهت تجزیه‌وتحلیل استفاده کرده‌اند. درحالی‌که در برخی از مطالعات قبلی به ضعف نسبی نتایج مطالعات کلی نسبت به مطالعات بخشی[3] تأکید شده است (Christian Gross, 2012). بودن و پاین (Bowden and Payne, 2009) و زاچاریدوس (Zachariadis, 2007)، به بررسی رابطه علیت بین انرژی و رشد اقتصادی هم در سطح کلان اقتصاد و هم به‌صورت بخشی پرداختند. باوجوداینکه در این دو مطالعه، در سطح کلان رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی مورد تائید قرار نگرفت و نتایج حاکی از عدم رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی بود، هر دو مطالعه به شواهدی از وجود رابطه علیت بین این دو متغیر در سطوح خرد اقتصاد و بخش‌های کوچک‌تر دست یافتند. در تجزیه‌وتحلیل آماری نیز این موضوع که شواهد نشان‌دهنده یک رابطه بین دو متغیر در نمونه‌های کوچک‌تر باشد ولی در کل جامعه این رابطه وجود نداشته باشد، غیر معمول نیست. این پدیده بعد از مطالعه سیمپسون[4]، به پارادوکس سیمپسون[5] معروف شده است. به‌هرحال اگر نتایج حاصل از آزمون علیت تحت تأثیر سطح نمونه مورد بررسی قرار گیرد و تحت تأثیر متغیرها نباشد، بسیار ضروری است که محقق

2- Aggregate
3- Sector level
4- Simpson (1951)
5- Simpson's Paradox

سطح مناسبی از نمونه مورد بررسی را انتخاب کند در غیر این صورت نتایج کاذب بوده و توصیه‌های سیاستی درست نخواهند بود (Christian Gross, 2012). به همین منظور در این مطالعه نیز کوشش شده است تا به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران پرداخته شود. مطالعات انجام شده در داخل کشور همگی بر اساس روش‌های سری زمانی انجام شده است و هیچ مطالعه‌ای در کشور به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در قالب الگوی پانل نپرداخته است. مطالعات سری زمانی انجام شده نیز اکثراً به بررسی این رابطه در کل اقتصاد پرداخته‌اند و یا فقط یک بخش را موردمطالعه قرار داده‌اند، بنابراین هدف از انجام این مطالعه پر کردن این خلأ موجود در زمینه بررسی رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی در کشور با استفاده از جدیدترین روش‌ها و آزمون‌های پانل دیتا می‌باشد.

مبانی نظری تحقیق

از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند، عبارت‌اند از انواع سرمایه و انواع نیروی کار، اعم از متخصص و غیرمتخصص. در الگوهای جدیدتر رشد مانند الگوی KLEM، علاوه بر این عوامل تولید، عامل انرژی نیز وارد شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست. در دهه‌های پیشین دیدگاه‌های متفاوتی در مورد میزان و نحوه تأثیرگذاری انرژی بر تولید و رشد اقتصادی مطرح شده است. این دیدگاه‌ها را می‌توان در دو قالب کلی دیدگاه اقتصاددانان بیولوژیست و دیدگاه اقتصاددانان نئوکلاسیک عنوان نمود. اقتصاددانان بیولوژیست انرژی را نهاده غالب در تابع تولید می‌دانند و از آن به‌عنوان مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی یاد می‌کنند و عواملی همچون نیروی کار و سرمایه را عوامل واسطه‌ای در نظر می‌گیرند. مثلاً Berndt & Wood, 1975 معتقدند که انرژی به‌عنوان یک نهاده مکمل سرمایه وارد تابع تولید می‌شود و ترکیب این دو موجب افزایش تولید خواهد شد. بر اساس مطالعه انجام شده توسط این محققان، انرژی به‌عنوان یک عامل تولید ارتباط جدایی‌پذیر و ضعیفی با نیروی کار دارد، تابع تولید پیشنهادی توسط این محققان به‌صورت زیر است:

$$Q = f\left[(G(K, E), L\right]$$

با توجه به این تابع، آن‌ها معتقدند انرژی با سرمایه ترکیب شده و عامل تولید G را تولید

می‌کند و از طریق عامل G و ترکیب آن با نیروی کار موجب افزایش تولید در اقتصاد می‌شود. گروهی دیگر از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند Denison, 1985 نیز معتقدند که انرژی نقش اندکی در رشد اقتصادی دارد و بیشتر یک نهاده واسطه‌ای و مکمل نهاده‌های سرمایه و نیروی کار محسوب می‌شود (Stern, 1993[6]). از سوی دیگر، برخی دیگر از اقتصاددانان مانند (Stern, 2000) معتقدند انرژی در طبیعت مقدار ثابتی دارد، جبران پذیر بوده و قابل تبدیل به ماده است و از بین نمی‌رود. بنابراین، در مدل‌های بیوفیزیکی رشد که توسط (Nair & Ayres, 1984) بیان شده است، تولید کالاها در اقتصاد نیازمند مصرف انرژی است و لذا انرژی مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی محسوب می‌شود و سرمایه و نیروی کار نیز عوامل واسطه‌ای هستند که برای تولید محصول به انرژی نیاز دارند (Al-Iriani, 2006). بنابراین تابع تولید را می‌توان تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی به‌صورت زیر در نظر گرفت:

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

در این تابع فرض بر این است که بین میزان استفاده از نهاده انرژی (E)، در کنار نهاده‌های نیروی کار (L) و سرمایه (K) با تولید محصول ناخالص داخلی (Q) در اقتصاد رابطه مستقیم وجود دارد و افزایش هریک از این عوامل موجب افزایش تولید می‌شود. نهاده انرژی در این تابع می‌تواند توسط سایر حامل‌های انرژی نظیر برق، گاز، فرآورده‌های نفتی، زغال‌سنگ و ... تأمین گردد (Amadeh et all.,2009).

برخی دیگر از نظریه‌های رشد نیز بر نهاده انرژی به‌عنوان یکی از نهاده‌های اصلی تأثیرگذار بر رشد تولید تأکید شده است. برای مثال (Stern & Cleveland, 2004) با استفاده از یک تابع تولید نئوکلاسیکی رابطه بین مصرف انرژی و رشد محصولات در اقتصاد را مورد بررسی قرار داده‌اند. تابع تولید ارائه شده توسط این محققان به‌صورت زیر می‌باشد:

$$(Q_i, ..., Q_m) = F(A, X_i, ..., X_n, E_i, ..., E_p)$$

که در این تابع Q_i، نشان‌دهنده انواع کالاها و خدمات تولیدی در اقتصاد می‌باشد، X_i نشان‌دهنده عوامل مختلف تولید نظیر نیروی کار، موجودی سرمایه، زمین و ... می‌باشد و E_i نیز

6- Stern

نشان‌دهنده انواع مختلف انرژی‌های مصرفی از قبیل برق، نفت، گاز و ... می‌باشد. متغیر A نیز نشان‌دهنده شاخص پیشرفت تکنولوژی مدل می‌باشد. رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در این معادله تحت تأثیر عواملی چون میزان پیشرفت تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب نهاده انرژی، درجه جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌های تولید قرار دارد (Stern & cleveland, 2004).

همان‌طور که در بخش مطالعات انجام شده گفته شد، بسیاری از مطالعات انجام شده در زمینه رشد اقتصادی و انرژی فقط این رابطه را از جنبه تولید (عرضه) مورد بررسی قرار داده‌اند و جنبه تقاضا در بسیاری از مطالعات در نظر گرفته نشده است. به‌منظور در نظر گرفتن جنبه تقاضا و بررسی تأثیر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی لی و چنگ[7] از مدل رشد درونزای زیر استفاده کردند:

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

در این مدل علاوه بر بخش عرضه انرژی، بخش تقاضا نیز در نظر گرفته شده است و میزان مصرف انرژی در این مدل تابعی از قیمت انرژی می‌باشد. این نگاه متفاوت به مدل رشد و در نظر گرفتن قیمت و سایر عوامل مؤثر بر قیمت انرژی می‌تواند پیامدهای سیاستی مهمی داشته باشد. (Costantiniand Martini 2010).

با توجه به مطالعات انجام شده قبلی، چهار فرضیه احتمالی در مورد رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی می‌تواند وجود داشته باشد که عبارت‌اند از: فرضیه خنثی[8]، فرضیه نگهداری و ذخیره انرژی[9]، فرضیه رشد[10] و فرضیه بازخورد[11].

فرضیه رشد بیانگر وجود یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است و بر نقش حیاتی انرژی در افزایش رشد اقتصادی به‌صورت مستقیم و یا به‌عنوان نهاده مکمل نیروی کار و سرمایه تأکید می‌کند. این فرضیه حاکی از وابستگی اقتصاد به انرژی است و انرژی را لازمه رشد اقتصادی کشورها قلمداد می‌کند. در این صورت فراهم نبودن انرژی کافی ممکن است

7- Lee and Chang (2008)
8- Neutrality hypothesis
9- Conservative hypothesis
10- Growth hypothesis
11- Feedbackhypothesis

باعث محدود شدن رشد اقتصادی و پدید آمدن شرایط بد اقتصادی گردد.

فرضیه دوم، فرضیه حفاظت و ذخیره‌سازی انرژی می‌باشد. بر اساس این فرضیه افزایش رشد اقتصادی موجب افزایش مصرف انرژی خواهد شد. فرضیه ذخیره‌سازی و نگهداری انرژی فرض می‌کند که یک رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد. وجود رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی، نشان‌دهنده وابستگی کمتر اقتصاد به انرژی است و بنابراین سیاست‌های حفظ و ذخیره‌سازی انرژی مانند کاهش و حذف یارانه‌های انرژی، کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، اقدامات لازم برای افزایش بهره‌وری انرژی همراه با سیاست‌های مدیریت تقاضا و سیاست‌های کاهش مصرف انرژی و جلوگیری از هدر رفتن آن می‌تواند بدون تأثیر منفی بر رشد اقتصادی اجرا گردند. فرضیه خنثی نشان‌دهنده نقش ناچیز و بسیار اندک انرژی در فرایند رشد اقتصادی می‌باشد. بر اساس این فرضیه هیچ رابطه علیتی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود ندارد. بنابراین سیاست‌های افزایش (کاهش) مصرف انرژی موجب افزایش (کاهش) رشد اقتصادی نخواهند شد.

فرضیه بازخورد نشان‌دهنده این است که مصرف انرژی و رشد اقتصادی وابسته به هم و مکمل یکدیگر می‌باشند. این فرضیه نشان‌دهنده رابطه علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌باشد. رابطه درونی بین انرژی و رشد اقتصادی نیز نشان‌دهنده این است که سیاست‌های کاهش مصرف انرژی نیز ممکن است موجب کاهش رشد اقتصادی گردند، از طرف دیگر تغییرات در رشد اقتصادی نیز ممکن است باعث تغییر میزان مصرف انرژی گردد. (Jude C.Eggoh & Chrysost Bangake and Christophe, Rault, 2010) در این مطالعه کوشش می‌شود تا در چارچوب مدل تصحیح خطای پانل چندمتغیره به بررسی این فرضیات در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران پرداخته شود (Nadia S. Ouedraogo, 2012).

روش‌شناسی تحقیق

تجزیه‌وتحلیل هم انباشتگی و بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت، مناسب‌ترین روش برای بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی محسوب می‌شود (Christian Gross, 2012). تجزیه تحلیل هم انباشتگی در پانل با بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد بررسی شروع

می‌شود. اگر متغیرهای تحقیق هم انباشته از مرتبه 1 باشند، آزمون هم انباشتگی انجام خواهد شد. اگر آزمون هم انباشتگی حاکی از وجود رابطه هم انباشتگی باشد، بردار هم انباشتگی بلندمدت با استفاده از روش‌های FMOLS و DOLS برآورد می‌گردد. وجود رابطه بلندمدت نشان‌دهنده حداقل یک رابطه علیت می‌تواند باشد، به همین منظور با استفاده از مدل تصحیح خطای پانل می‌توان رابطه علیت کوتاه‌مدت و همچنین بلندمدت را نیز برآورد کرد.

آزمون ریشه واحد پانل

آزمون‌های ریشه واحد پانل به‌منظور بررسی درجه هم انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی انجام می‌شوند. در واقع آزمون‌های ریشه واحد پانل به دلیل توانایی در اندازه‌گیری اثرات ویژه مقطعی و بررسی ناهمگنی و مقدار پارامترها به‌صورت مستقیم، بیشتر مورد توجه و استفاده قرار می‌گیرند. در این تحقیق از آزمون‌های مختلف ریشه واحد نظیر آزمون ریشه واحد Levin, Lin and Chu, 2002 (LLC)، Im, Pesaran, and Shin, 2003 (IPS)، Maddala and Wu, 1999 (MWC) and Choi, 2001، Breitung, 2000 و آزمون Hadri به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد متغیرها و بررسی درجه هم انباشتگی آن‌ها استفاده خواهد شد. آزمون LLC یکی از آزمون‌های ریشه واحد پانل رایج می‌باشد و بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فرض همگنی پانل انجام می‌شود. آزمون ریشه واحد IPS حالت گسترده‌تر آزمون LLC می‌باشد که در آن نیاز به فرض همگنی پانل نیست زیرا این آزمون بر اساس فرض ناهمگنی ضرایب خود همبسته تمام اجزای پانل انجام می‌شود. در هر دو آزمون IPS و LLC فرض بر این است که استقلال مقطعی[12] بین اجزای پانل وجود دارد (به‌استثنای تأثیر زمانی مشترک[13])، درحالی‌که این فرض با توجه به همبستگی مقطعی و ارتباط بین کشورها و مناطق و بخش‌های مختلف بسیار محدود کننده می‌باشد. اخیراً توجه به مسئله استقلال مقطعی که آزمون‌های ریشه واحد IPS و LLC بر آن متکی هستند، افزایش یافته است و مطالعات اخیر سعی در محاسبه وابستگی بین مقطعی در آزمون‌های ریشه واحد پانل هستند، بنابراین می‌کوشند تا از آزمون‌های

12- cross-sectional independence
13- common time effect

برایتونگ، MWC و هادری استفاده کنند (Nadia S. Ouedraogo, 2012). آزمون MWC، بر خلاف آزمون پارامتریک و مجانبیIPS، یک آزمون ناپارامتریک و دقیق براساس آزمون1932 Fisher, جهت بررسی ریشه واحد متغیرها در مدل‌های پانل می‌باشد. این آزمون در مقایسه با آزمون IPS بسیار پیشرفته‌تر می‌باشد. یکی از مزیت‌های این آزمون این است که مقدار آن به طول وقفه‌های مختلف رگرسیون تعمیم‌یافته دیکی فولر فردی وابسته نیست. (Maddala and Wu, 1999; Maddala et al,) آزمون ریشه واحد هادری نیز یک آزمون ضریب لانگرانژ بر اساس باقیمانده‌ها[14] می‌باشد. در این آزمون فرضیه صفر متفاوت از سایر آزمون‌های ریشه واحد پانل، حاکی از عدم وجود ریشه واحد متغیرها می‌باشد (Nadia S. Ouedraogo, 2012).

آزمون هم انباشتگی پانل

مرحله دوم بررسی رابطه بین انرژی و رشد ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، بررسی رابطه بلندمدت بین این متغیرها با استفاده از روش هم انباشتگی پانل می‌باشد. در این مطالعه از روش‌های مختلف هم انباشتگی Pedroni، Westerlund, 2007 و Kao, 1999 به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه هم انباشتگی استفاده شده است. یکی از معروف‌ترین روش‌های هم انباشتگی پانل، آزمون هم انباشتگی پدرونی می‌باشد. در این روش ناهمگنی بین اجزای انفرادی پانل[15] در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین نسبت به دیگر روش‌های موجود از اعتبار بیشتری برخوردار است. این آزمون تقریباً شبیه به آزمون Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., 2003[16] می‌باشد با این تفاوت که آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی اثرات فردی مختلف در وابستگی متقابل مقاطع را در نظر می‌گیرد (Nadia S. Ouedraogo, 2012). مدل تجربی هم‌انباشتگی پانل در این مطالعه بر اساس مدل (1) محاسبه می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} E_{it} + \beta_{2i} P_{it} + \beta_{3i} L_{it} + \beta_{4i} K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در این معادله i=1,…N برای هر مقطع در پانل می‌باشد که در این مطالعه شامل بخش‌های

14- residual-based Lagrange Multiplier
15- Heterogeneity among individual members
16- Im, K.S., Pesaran, M.H., Shin, Y., 2003

مختلف اقتصادی کشور می‌باشد، t=1,....T برابر است با دوره زمانی مورد نظر در تحقیق و متغیرهای Y، E، P، L و K به ترتیب نشان‌دهنده لگاریتم ارزش‌افزوده هر بخش، میزان مصرف انرژی در هر بخش، شاخص قیمت انرژی هر بخش، نیروی کار و موجودی سرمایه می‌باشد که در ادامه توضیح داده خواهند شد. α_i و δ_i به ترتیب نشان‌دهنده اثرات ثابت مقطع (بخش) و زمان می‌باشند. ε_{it} باقیمانده‌های برآورد شده و بیانگر انحراف از رابطه بلندمدت می‌باشند. ساختار معادله باقیمانده‌های برآورد شده به‌صورت مدل خودرگرسیونی (2) می‌باشد:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{\rho}_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \hat{u}_{it} \qquad (2)$$

پدرونی هفت آماره مختلف را به‌منظور بررسی هم انباشتگی پانل ارائه کرده است. از بین این هفت آماره، چهار مورد آن بر اساس داده‌های ادغام شده[17] است که به‌صورت میان گروهی[18] است و سه مورد دیگر آن بین گروهی[19] است. در هر دو نوع از این آزمون‌ها فرضیه صفر نشان‌دهنده عدم وجود هم انباشتگی است. اختلاف این دو نوع آزمون در طرح فرضیه مقابل می‌باشد. تنها محدودیت آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی این است که بر اساس فرضیه محدودیت عامل مشترک[20] می‌باشد و وابستگی مقطعی احتمالی را مورد محاسبه قرار نمی‌دهد (Ozturk, 2010). وجود این محدودیت می‌تواند موجب کاهش قابل‌توجه قدرت و پایداری آزمون‌های هم انباشتگی مبتنی بر باقی‌مانده[21] شود. به همین منظور در این تحقیق علاوه بر آزمون هم انباشتگی پدرونی از آزمون‌های هم انباشتگی Kao و Westerlund نیز به‌منظور برآورد رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و سایر متغیرهای توضیحی مدل و رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران استفاده شده است.

آزمون کاوو بر اساس روش انگل-گرنجر دو مرحله‌ای[22] است و همگنی اجزای پانل را در

17- Pooling
18- Within dimension
19- Between dimension
20- Common factor restriction
21- Residual-based co integration tests
22- Engle–Granger two-step procedure

انجام آزمون هم انباشتگی در نظر می‌گیرد. فرضیه صفر در این آزمون که عبارت است از عدم وجود رابطه هم انباشتگی، با استفاده از آزمون ADF[23] بررسی می‌شود (Ouedraogo, 2012،).

آزمون‌های وسترلاند مشکل محدودیت عامل مشترک موجود در آزمون پدرونی را برطرف می‌کنند. این آزمون‌ها بر این اساس طراحی شده‌اند که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی را با توجه به اینکه آیا جزء تصحیح خطا[24] در مدل تصحیح خطای شرطی[25] برابر با صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهند. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی باشد. این آزمون‌های تصحیح خطا، فرایندی به‌صورت مدل (3) دارد (Jude et al., 2011):

$$\Delta Y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (Y_{it-1} - \beta_i' X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

در معادله بالا d_t دربردارنده اجزای قطعی[26]، Y_{it} نشان‌دهنده لگاریتم ارزش‌افزوده و X_{it} نشان‌دهنده لگاریتم متغیرهای توضیحی مدل مانند مصرف انرژی می‌باشد. معادله بالا را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta Y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i Y_{it-1} + \lambda_{ii}' X_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

در این معادله $\lambda_i = -\alpha_i \beta_i'$ و پارامتر α_i نشان‌دهنده سرعت تعدیل سیستم $Y_{it-1} - \beta_i' X_{it-1}$ به سمت تعادل بلندمدت بعد از وقوع یک شوک ناگهانی می‌باشد. اگر $\alpha_i \prec 0$، مدل تصحیح خطا می‌باشد و نشان‌دهنده این است که Y_{it} و X_{it} هم انباشته[27] می‌باشند. اگر $\alpha_i = 0$ باشد، تصحیح خطا وجود ندارد و بنابراین رابطه بلندمدت نیز وجود ندارد. فرضیه صفر برای تمام مقاطع (بخش‌ها) موجود در پانل عبارت است از $H_0 : \alpha_i = 0$ برای تمام i=1,…,N، درحالی‌که فرضیه

23- Augmented Dickey–Fuller
24- Error-correction term
25- Conditional error-correction
26- Deterministic components
27- Cointegrated

مقابل برابر است با $H_1 : \alpha_i \neq 0$ برای i=1,...,N_1 و $\alpha_i = 0$ برای $i = N_1 + 1, ..., N$. بر اساس فرضیه مقابل، α_i در بین مقاطع مختلف متفاوت می‌باشد. وسترلاند (2007)، چهار آماره مختلف را به‌منظور بررسی هم انباشتگی پانل بر اساس تخمین‌های حداقل مربعات α_i و آماره‌های t آن‌ها پیشنهاد داد. دو آزمون از این چهار آزمون، آزمون‌های پانل[28] با فرضیه مقابل وجود هم انباشتگی کل پانل هستند ($H_1 : \alpha_i = \alpha \prec 0$ برای تمام i ها). دو آزمون دیگر آزمون‌های میانگین گروه[29] هستند که به آزمون فرضیه مقابل مبنی بر اینکه که برای حداقل یک مقطع، شواهدی از هم انباشتگی وجود دارد، می‌پردازند ($H_1 : \alpha_i \prec 0$ برای حداقل یک i). آماره‌های پانل P_τ و P_α به آزمون فرضیه عدم وجود هم انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم انباشتگی می‌پردازند، درحالی‌که آماره‌های پانل G_τ و G_α به آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی در مقابل فرضیه مقابل مبنی بر وجود حداقل یک بردار هم انباشتگی می‌پردازند[30].

تخمین زن روابط بلندمدت

با فرض وجود هم انباشتگی متغیرهای مورد بررسی، می‌توان به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخت. روش‌های پدرونی، وسترلاند و کاوو، اگرچه جهت آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها استفاده می‌شوند، ولی قادر به تخمین ضرایب بلندمدت و یا کوتاه‌مدت در مدل‌های تصحیح خطای پانل نیستند. در مدل‌های پانل در صورت وجود رابطه هم انباشتگی، تخمین زن‌های مختلفی جهت تخمین بردارهای هم انباشتگی مانند حداقل مربعات معمولی (OLS)، حداقل مربعات معمولی تعدیل شده کامل (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و روش میانگین گروه‌های ادغام شده (PMG) وجود دارد. (Pedroni, 2011) روش FMOLS ولی (Kao and Chiang, 2000) و (Mark and Sul, 2002)روش DOLS را جهت تخمین مدل‌های هم انباشته پانل پیشنهاد دادند. روش FMOLS، یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با

28- Panel test
29- Group-mean test
30- همان

وجود ضریب ثابت، به‌منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی را مورد محاسبه قرار می‌دهد و تخمین زن OLS را به‌صورت ناپارامتریکی تصحیح می‌کند[31]. تخمین زن DOLS از تعدیل‌های پارامتریک برای اجزای خطاها، با استفاده از تجمیع یک رگرسیون ایستا با وقفه‌ها و مقادیر جاری رگرسورها با یک تفاضل استفاده می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به‌عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد. این دو روش تخمین زن‌های کارآ و سازگار به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت می‌باشند و هر دو روش خودهمبستگی سریالی و درونزایی بالقوه بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهند. (Ozturk et al, 2010)

در مدل‌های پانل هم انباشته استفاده از روش OLS جهت تخمین رابطه بلندمدت نتایج تورش داری را به همراه خواهد داشت، بنابراین استفاده از این روش نتایج قابل اعتمادی در بر نخواهد داشت. (Chen et al., 1999) . (Kao and Chiang, 2000) نیز نشان دادند که تخمین زن‌های DOLS و FMOLS از تورش نمونه‌ای کمی برخوردار هستند و هر دو تخمین زن نتایج تقریباً یکسانی ارائه می‌کنند که جهت تجزیه‌وتحلیل مناسب می‌باشند. در این مطالعه از تخمین زن‌های DOLS و FMOLS جهت برآورد رابطه بلندمدت استفاده می‌شود.

تخمین زن‌هایDOLS وFMOLS

تخمین زن FMOLS توسط پدرونی و به‌منظور برطرف کردن درونزایی بین رگرسورها ارائه شده است. به‌منظور بررسی تخمین زن FMOLS مدل زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad \forall t = 1,\ldots,T \quad i = 1,\ldots,N \tag{5}$$

در این معادله، فرض بر این است که $Y_{i,t}$ و $X_{i,t}$ با شیب β_i هم انباشته هستند و β_i نیز ممکن است در بین مقاطع مختلف i همگن باشد یا همگن نباشد. این معادله را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i X_{i,t} + \sum_{j=-K_i}^{K_i} \gamma_{i,k} \Delta X_{i,t-k} + \nu_{it} \quad \forall t = 1,\ldots,T \quad i = 1,\ldots,N \tag{6}$$

31- Maeso-Fernandez et al., 2006

در این مدل متغیر X نشان‌دهنده برداری از متغیرهای توضیحی مدل ($X = [E, P, L, K, S]$) و $\gamma_{i,k}$ ضریب با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. با فرض اینکه $\xi_{i,t} = (\hat{\varepsilon}_{i,t}, \Delta X_{i,t})$ درنتیجه: $\Omega_{i,t} = Lim\, E\left[\frac{1}{T}\left(\sum_{t=1}^{T}\xi_{i,t}\right)\left(\sum_{t=1}^{T}\xi_{i,t}\right)\right]$

و برابر است با کواریانس بلندمدت فرآیند که می‌تواند به‌صورت $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$ نیز تجزیه گردد. در این معادله Ω_i^0 برابر با کواریانس همزمان و Γ_i برابر مجموع وزنی اتوکواریانس می‌باشد. ضریب برآوردی تخمین زن FMOLS در این مدل برابر است با:

$$\hat{\beta}^{*}_{FMOLS} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\left(\sum_{t=1}^{T}(X_{i,t}-\overline{X}_i)^2\right)^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T}(X_{i,t}-\overline{X}_i)^2 Y_{i,t}^{*} - T\hat{\gamma}_i\right)\right] \quad (7)$$

که در این معادله $Y_{i,t}^{*} = Y_{i,t} - \overline{Y}_i - \frac{\hat{\Omega}_{2,1,i}}{\hat{\Omega}_{2,2,i}}\Delta X_{i,t}$ و

$$\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{2,1,i} + \hat{\Omega}^{0}_{2,1,i} - \frac{\hat{\Omega}_{2,1,i}}{\hat{\Omega}_{2,2,i}}(\hat{\Gamma}_{2,2,i} + \hat{\Omega}^{0}_{2,2,i})$$

می‌باشند.

تخمین زن DOLS، به‌منظور دستیابی به یک تخمین زن ناریب از پارامترهای بلندمدت و به دست آوردن تصحیح درونزایی[32] متغیرهای مورد استفاده در مدل، از تعدیل پارامتری خطاهای مدل به‌وسیله واردکردن مقادیر گذشته و آینده تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی استفاده می‌کند. ضریب برآوردی تخمین زن DOLS در این مدل برابر است با:

$$\hat{\beta}^{*}_{DOLS} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\left(\sum_{t=1}^{T} z_{i,t} z_{i,t}'\right)^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T} z_{i,t}\tilde{y}_{i,t}\right)\right] \quad (8)$$

که در معادله بالا $z_{i,t} = \left[X_{i,t} - \overline{X}_i, \Delta X_{i,t-K_i}, \ldots, \Delta X_{i,t+K_i}\right]$، برداری از رگرسورها و $\tilde{y}_{it} = Y_{i,t} - \overline{Y}_i$ می‌باشد (پدرونی،2001 و 2004).

تخمین زن گروه میانگین ادغام شده (PMG) و آزمون علیت[33]

32- Endogeneity correction
33- Causality test

آخرین مرحله از بررسی تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در این تحقیق، تخمین ضرایب کوتاه‌مدت مدل تصحیح خطای پانل با استفاده از روش PMG ارائه شده توسط (Pesaran et al., 1999) و سپس بررسی رابطه علیت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، شاخص قیمت، موجودی سرمایه و نیروی کار می‌باشد.

PMG، تخمین زنی میانه[34] است زیرا هم شامل ادغام (Pooling) و هم میانگین‌گیری (Averaging) است. یکی از مزیت‌های روش PMG نسبت به روش‌های OLS ، DOLS و FMOLS این است که در این روش ویژگی‌های پویای کوتاه‌مدت می‌تواند از یک مقطع به مقطع دیگر (از یک بخش به بخش دیگر) متفاوت باشد درحالی‌که ضرایب بلندمدت برآورد شده در مدل‌های OLS، DOLS و FMOLS با فرض یکسان بودن در تمام مقاطع برآورد می‌شوند. به‌عبارت‌دیگر در روش PMG ویژگی‌های مختلف بخش‌ها از قبیل میزان مصرف انرژی و میزان ارزش‌افزوده متفاوت، در تخمین ضرایب در نظر گرفته می‌شود (Lee, C.C., Chang, C.P.،2008). اگر متغیرهای مدل هم انباشته باشند، می‌توان از تخمین زن PMG به‌منظور بررسی رابطه علیت بین متغیرها استفاده کرد. مدل تصحیح خطای پانل مورد نظر در این تحقیق به‌صورت زیر است:

$$\Delta Y_{it} = \beta_{1j} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{11ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{12ik} \Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{13ik} \Delta P_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{14ik} \Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{15ik} \Delta K_{it-k} + \lambda_{1i} \varepsilon_{it-1} + \nu_{1it} \quad (9\text{ الف})$$

$$\Delta E_{it} = \beta_{2j} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{21ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{22ik} \Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{23ik} \Delta P_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{24ik} \Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{25ik} \Delta K_{it-k} + \lambda_{2i} \varepsilon_{it-1} + \nu_{2it} \quad (9\text{ ب})$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

34- intermediate estimator

$$\Delta P_{it} = \beta_{3j} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{31ik}\Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{32ik}\Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{33ik}\Delta P_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{34ik}\Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{35ik}\Delta K_{it-k} + \lambda_{3i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{3it} \quad (9\text{ ج})$$

$$\Delta L_{it} = \beta_{4j} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{41ik}\Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{42ik}\Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{43ik}\Delta P_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{44ik}\Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{45ik}\Delta K_{it-k} + \lambda_{4i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{4it} \quad (9\text{ د})$$

$$\Delta K_{it} = \beta_{5j} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{51ik}\Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{52ik}\Delta E_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{53ik}\Delta P_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{54ik}\Delta L_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{55ik}\Delta K_{it-k} + \lambda_{5i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{5it} \quad (9\text{ ه})$$

در معادلات بالا Δ نشان‌دهنده عملگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. p، نشان‌دهنده میزان وقفه بهینه سیستم می‌باشد که با توجه به معیار شوارتز بیزین[35] انتخاب می‌شود. با استفاده از مجموعه معادلات بالا می‌توان هم رابطه بلندمدت و هم رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار داد. در معادله ارزش‌افزوده (9 الف)، به‌منظور بررسی رابطه علیت کوتاه‌مدت بین مصرف انرژی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نیروی کار و موجودی سرمایه با ارزش‌افزوده در هر بخش به ترتیب می‌توان از آزمون‌های $H_0:\beta_{12ik}=0 \quad \forall ik$ ، $H_0:\beta_{13ik}=0 \quad \forall ik$ ، $H_0:\beta_{14ik}=0 \quad \forall ik$ و $H_0:\beta_{15ik}=0 \quad \forall ik$ استفاده کرد. ضریب β_{12ik} نشان‌دهنده رابطه علیت کوتاه‌مدت از مصرف انرژی به ارزش‌افزوده به ازای بخش‌های مختلف و وقفه‌های مختلف می‌باشد، اگر این ضریب برابر با صفر باشد نشان‌دهنده این است که مصرف انرژی و ارزش‌افزوده هیچ رابطه‌ای با هم ندارند. ضرایب β_{14ik} ، β_{13ik} و β_{15ik} نیز به ترتیب نشان‌دهنده رابطه علیت کوتاه‌مدت از نیروی کار، شاخص قیمت انرژی و موجودی سرمایه به ارزش‌افزوده به ازای بخش‌های مختلف و وقفه‌های مختلف می‌باشند. در معادله مصرف انرژی (9 ب)، نیز بدین ترتیب می‌توان رابطه علیت کوتاه‌مدت از ارزش‌افزوده، شاخص قیمت انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه به مصرف انرژی

35- Schwarz Bayesian Criterion

را مورد آزمون قرار داد. در سیستم معادلات بالا معنی‌دار بودن ضرایب β یعنی وجود علیت کوتاه‌مدت بین متغیرها، با استفاده از میزان معنی‌داری آماری آماره F جزیی[36] که مرتبط با متغیرهای سمت راست معادلات است، معین می‌شود. وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در معادلات بالا نیز با استفاده از سطح معنی‌داری آماره t ضریب λ که مربوط به ضریب جز خطای مدل (ε_{it-1}) است، مشخص می‌شود.

توضیح داده‌ها و تخمین مدل

بررسی داده‌ها

در این تحقیق، به‌منظور بررسی و تجزیه‌وتحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، از یک تجزیه‌وتحلیل بخشی در قالب مدلسازی پانل استفاده شده است. مقاطع مورد بررسی در این تحقیق سه بخش اصلی کشاورزی، صنعت و خدمات و دوره مورد بررسی در این تحقیق از سال‌های 1369 تا 1389 می‌باشد. آمار و اطلاعات مورد نیاز در این تحقیق از بانک مرکزی، مرکز آمار، شرکت پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی، وزارت نیرور و ترازنامه انرژی کشور طی سال‌های مختلف گردآوری شده است. متغیر Y در این تحقیق نشان‌دهنده ارزش‌افزوده هر بخش به قیمت ثابت سال 1376 بر حسب میلیارد ریال می‌باشد که به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی در این تحقیق می‌باشد. متغیر E، نشان‌دهنده میزان مصرف انرژی در بخش‌های مختلف کشور و بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام می‌باشد. P، نشان‌دهنده شاخص قیمت انرژی می‌باشد و یک شاخص وزنی بر اساس قیمت حامل های مختلف انرژی و میزان مصرف آن‌ها در هر بخش می‌باشد و با توجه به شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت واقعی تبدیل شده است. L، نشان‌دهنده تعداد نیروی کار موجود در هر بخش بر حسب نفر می‌باشد.K، نشان‌دهنده میزان موجودی سرمایه بر حسب میلیارد ریال می‌باشد. خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق نیز در جدول (2) نشان داده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

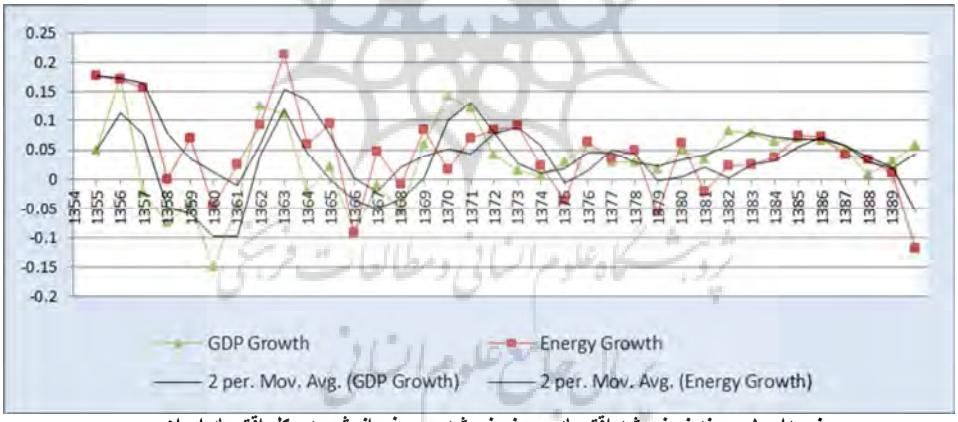
36- Partial F-statistic

جدول۲- خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

	مصرف انرژی	موجودی سرمایه	نیروی کار	قیمت واقعی انرژی	قیمت اسمی انرژی	ارزش‌افزوده
میانگین	9533.743	271466.1	4722486.	261.6075	268.0020	104867.5
میانه	8812.485	141831.6	3418313.	223.9568	167.1046	70863.19
ماکزیمم	19622.31	763964.7	11435566	876.5921	1972.332	281201.5
مینیمم	3505.646	22067.40	1933301.	105.6963	12.42457	33226.94
خطای انحراف استاندارد	5051.177	244973.1	2567738.	158.5259	412.5114	69304.63
چولگی	0.482814	0.603647	1.174213	2.714165	3.362495	1.007878
کشیدگی	1.888888	1.747965	3.139839	11.27451	14.37799	2.999451
مجموع	600625.8	17102362	2.98E+08	16481.27	16884.12	6606650.
مشاهدات	63	63	63	63	63	63

منبع: محاسبات تحقیق

بررسی آماری نرخ رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کل اقتصاد ایران طی سال‌های مورد بررسی در نمودار (1) نشان داده شده است. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کشور طی سال‌های مورد بررسی تقریباً از روند یکسانی برخوردار می‌باشند. در ادامه به بررسی کمی ارتباط بین این دومتغیر در بخش‌های مختلف کشور با استفاده از تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی در قالب مدل تصحیح خطا و هم انباشتگی پانل می‌پردازیم.



نمودار ۱- روند نرخ رشد اقتصادي و نرخ رشد مصرف انرژي در کل اقتصاد ایران

منبع: محاسبات تحقیق

در این مطالعه فرض می‌شود که مصرف انرژی از دو طریق می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد: یکی به‌طور مستقیم و به‌عنوان یک نهاده تولید و دیگری به‌صورت غیرمستقیم و به‌عنوان نهاده مکمل نیروی کار و موجودی سرمایه. شاخص قیمت انرژی نیز متغیری است که هم بر تقاضای انرژی و هم بر رشد اقتصادی می‌تواند تأثیرگذار باشد. متغیرهای موجودی سرمایه و نیروی کار نیز از عوامل اصلی مؤثر بر رشد اقتصادی در هر کشور می‌باشند.

نتایج آزمون ریشه واحد پانل

نتایج حاصل از آزمون‌های مختلف ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC)، ایم، پسران و شین (IPS)، مادالا، وو و چوی (MWC)، برایتونگ و آزمون‌های هادری در سطح و تفاضل متغیرهای تحقیق در جداول (3) و (4) نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در سطح اطمینان بالای 95 درصد بر اساس تمام آزمون‌های انجام شده، متغیرهای مدل در سطح مانا نیستند اما تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد و اثبات نامانایی متغیرهای تحقیق در سطح، به آزمون هم انباشتگی پانل بین متغیرهای تحقیق می‌پردازیم.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد پانل متغیرها در سطح

فرضیه	فرضیه صفر: وجود ریشه واحد						فرضیه صفر: عدم وجود ریشه واحد	
نوع آزمون / متغیر	Levin, Lin andChu (LLC)		Breitung t-stat	Im, Pesaran And Shin (IPS) W-stat	MW–ADF Fisher Chi-square	MW–PP Fisher Chi-square	Hadri Z-stat	Heteroscedastic consistent Z-stat
ارزش‌افزوده	آماره	7.3301	-2.55251	7.62401	0.00046	0.00159	5.36876*	4.56876*
	احتمال	1.0000	0.0053	1.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000
موجودی سرمایه	آماره	4.42559	-1.3332	4.90399	0.03251	0.03909	6.19975*	3.22441*
	احتمال	1.0000	0.0912	1.0000	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000
نیروی کار	آماره	5.88004	-2.16032*	4.64504	3.61033	1.28784	6.40509*	5.10934*
	احتمال	1.0000	0.0154	1.0000	0.7292	0.9723	0.0000	0.0000
مصرف انرژی	آماره	-2.30941*	2.4215	-1.32851	9.68517	9.94527	3.353*	2.467*
	احتمال	0.0105	0.9923	0.092	0.1386	0.127	0.0004	0.0004

قیمت انرژی	آماره	3.22411	6.2396	-0.56621	5.9865	5.9865	0.9685	0.8765
	احتمال	0.9994	1.0000	0.2856	0.4247	0.4247	0.1664	0.1664
	احتمال	0.0718	0.7386	0.0018	0.0044	0.9385	0.0000	0.0000

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون هم انباشتگی پانل

با توجه به نتایج آزمون‌های ریشه واحد و با کسب اطمینان از اینکه تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها می‌پردازیم. به‌منظور بررسی رابطه هم انباشتگی پانل بین متغیرها از سه آزمون مختلف هم انباشتگی پانل پدرونی، وسترلاند و کاوو استفاده می‌شود.

جدول (5) نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی پانل در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور رد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون وسترلاند نیز در جدول (6) نشان داده شده است. همان‌طور که در جداول (6) مشاهده می‌شود، بر اساس تمام آماره‌های پانل فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم انباشتگی در سطح اطمینان بالای 99 درصد رد می‌شود. در این آزمون مقادیر احتمال قوی و پایدار بر اساس مقادیر احتمال بوت استرپ شده[37] محاسبه می‌شوند که این مقادیر از پایایی بسیار بالایی جهت آزمون فرضیه برخوردار هستند و وابستگی بین مقاطع را نیز در نظر می‌گیرند که بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد می‌شود.

جدول ۴- آزمون ریشه واحد پانل متغیرها در تفاضل مرتبه اول

فرضیه	فرضیه صفر: وجود ریشه واحد						فرضیه صفر: عدم وجود ریشه واحد	
نوع آزمون / متغیرها	Levin, Lin andChu (LLC)		Breitung t-stat	Im, Pesaran And Shin (IPS) W-stat	MW–ADF Fisher Chi-square	MW–PP Fisher Chi-square	Hadri Z-stat	Heteroscedastic consistent Z-stat
ارزش‌افزوده	آماره	-5.93559*	-4.35769*	-5.26517*	41.3761*	49.6329*	3.06881	2.23451

37- Bootstrapped p-values

	احتمال	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0511	0.0611
موجودی سرمایه	آماره	-0.50026	*0.01591	-1.48482	*21.0683	*22.3834	1.28998	1.11234
	احتمال	0.3084	0.0003	0.0688	0.0018	0.001	0.0985	0.0985
نیروی کار	آماره	-0.46744	*-1.49929	*-1.4455	10.9059	*14.1092	3.10164	2.8763
	احتمال	0.0201	0.0009	0.0002	0.0913	0.0084	0.321	0.451
مصرف انرژی	آماره	*-9.03014	*-7.3644	*-8.27587	*62.1528	*62.1301	6.32844	5.34251
	احتمال	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0432	0.03216
قیمت انرژی	آماره	10.0887	*-7.43257	*-2.62087	*16.8431	11.6803	2.98186	1.98342
	احتمال	0.4325	0.0000	0.0044	0.0099	0.0695	0.0314	0.0414
	احتمال	0.3452	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8241	0.8241

منبع: محاسبات تحقیق

* نشان‌دهنده رد فرضیه صفر در سطح خطای 1٪ می‌باشد. احتمالات محاسبه شده برای آزمون‌های نوع فیشر بر اساس توزیع احتمال مجانبی کای دو و بقیه آزمون‌ها بر اساس توزیع احتمال نرمال مجانبی می‌باشند.

علاوه بر دو آزمون هم انباشتگی پانل فوق، آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های پانل کاوو نیز جهت اطمینان از نتایج به‌دست‌آمده انجام گردیده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از این آزمون نیز رابطه هم انباشتگی پانل بین متغیرهای مورد بررسی در تحقیق تائید گردید. بنابراین می‌توان گفت متغیرهای تحقیق گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد این رابطه بلندمدت برآورد می‌گردد.

جدول ۵- آزمون هم انباشتگي پانل پدروني[38]

فرضیه صفر: عدم وجود هم انباشتگی پانل								
آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی				آزمون پدرونی با در نظر گرفتن عرض از مبدأ				
آماره‌های پانل میان گروهی				آماره‌های پانل میان گروهی				
پدرونی، 2004 (آماره وزنی)		پدرونی، 1999		پدرونی، 2004 (آماره وزنی)		پدرونی، 1999		
احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	نوع آزمون

38- تمام آزمونهای انجام شده نرمال هستند و توزیع مجانبی آن‌ها نیز نرمال استاندارد می‌باشد.

Panel v-Statistic	0.389356	0.03805	-0.18994	0.03918	-0.506026	0.03510	-0.238939	0.03877
Panel rho-Statistic	0.957766	0.02466	1.212723	0.01912	1.765871	0.0839	1.545998	0.01208
Panel PP-Statistic	0.368443	0.03701	0.890580	0.02683	1.260814	0.01802	0.596056	0.03340
Panel ADF-Statistic	-0.69497	0.03123	0.670418	0.03186	-0.362155	0.03736	-0.683659	0.03158

آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)		آماره‌های بین گروهی (آماره‌های فردی)	
نوع آزمون	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Group rho-Statistic	1.559707	0.0695	2.241227	0.0324
Group PP-Statistic	1.989887	0.01604	1.029780	0.02348
Group ADF-Statistic	0.724099	0.03072	-0.380723	0.03711

منبع: محاسبات تحقیق

برآورد رابطه بلندمدت

با توجه به اثبات وجود رابطه هم انباشتگی پانل بین متغیرهای مدل، در مرحله بعد بـه تخمـین و برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل می‌پردازیم. همان‌طور که ذکر شد جهـت تخمـین رابطـه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش DOLS و FMOLS استفاده گردید. نتایج حاصل از این دو تخمین زن در جدول (8) نشان داده شده است.

جدول ۶- آزمون هم انباشتگي پانل وسترلاند[1]

فرضیه صفر: عدم وجود هم انباشتگی						
آماره	با در نظر گرفتن عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند		
	آماره آزمون	احتمال[3]	احتمال قوی[2]	آماره آزمون	احتمال	احتمال قوی
G_t	-4.985	0.045	0.001	-5.984	0.035	0.000
G_a	-5.975	0.065	0.000	-4.089	0.055	0.005
P_t	-5.875	0.021	0.001	-5.876	0.023	0.001
P_a	-4.651	0.001	0.000	-5.323	0.011	0.002

1- طول وقفه بهینه در این آزمون‌ها با استفاده از معیار آکائیک 1 انتخاب شده است. تعداد بوت استرپ برای محاسبه میزان احتمال‌های بوتراسترپ شده که باعث حذف اثرات وابستگی مقطعی پانل‌ها می‌شوند نیز برابر با 400 در نظر گرفته شده است.

2- Robust p-value

3- P-value

منبع: محاسبات تحقیق

جدول7 - آزمون هم انباشتگی باقیمانده کاوو (Kao)

مدل	آماره دیکی -فولر تعمیم‌یافته (ADF)	احتمال
LVA LL LK LE LENERGYPRICE	-3.52147	0.0058

منبع: محاسبات تحقیق

*آماره دیکی–فولرتعمیم‌یافته در این آزمون بر اساس اجزا باقیمانده می‌باشد.

جدول بالا نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، بر اساس معیارهای اعتبار سنجی نظیر آماره دوربین-واتسون، آماره R^2 و R^2 تعدیل شده، صحت نتایج به‌دست‌آمده از برآورد هر دو مدل جهت تجزیه‌وتحلیل و اظهارنظر تائید می‌گردند. همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت از طریق تخمین زن‌هایDOLS و FMOLS تقریباً شبیه به یکدیگر می‌باشند. با توجه به اینکه مدل به‌صورت لگاریتمی برآورد شده است ضرایب به‌دست‌آمده نشان‌دهنده کشش رشد اقتصادی نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در این مدل و در حضور متغیرهای ذکر شده، مصرف انرژی بیشترین تأثیر را بر رشد ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی در کشور دارد. با توجه به در دسترس بودن حامل‌های مختلف انرژی و همچنین ارزان بودن آن و در نتیجه وابستگی بخش‌های مختلف اقتصادی کشور به انرژی، می‌توان گفت نتیجه به‌دست‌آمده منطقی به نظر می‌رسد.

جدول ۸- برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مؤثر بر ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف

متغیر وابسته: لگاریتم ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی								
روش تخمین: FMOLS				روش تخمین: DOLS				
احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب	احتمال	آماره t	خطای استاندارد	ضریب	
0.0003	3.728136	0.104585	0.389907	0.0003	3.723978	0.104464	0.389022	لگاریتم نیروی کار
0.0034	3.002308	0.051330	0.154109	0.0034	2.608646	0.069556	0.181448	لگاریتم موجودی سرمایه

لگاریتم میزان مصرف انرژی	0.531859	0.225379	2.359842	0.0045	0.430154	0.164146	2.620557	0.0065
لگاریتم قیمت انرژی	0.266183	0.161195	1.651307	0.0887	0.214872	0.125051	1.718276	0.0887
ضریب ثابت (C)	-3.432200	2.160791	-1.58840	0.1209	-3.00689	1.922566	-1.5640	0.1209
R^2	0.948208				0.921884			
R^2 تعدیل شده	0.936302				0.918129			
آماره دوربین-واتسون	1.8954				1.925543			

منبع: محاسبات تحقیق

تأثیر قیمت انرژی بر رشد ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف در بلندمدت مثبت و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. با توجه به اینکه قیمت انرژی در کشور طی دوره مورد بررسی پائین بوده است؛ بنابراین می‌توان گفت افزایش قیمت انرژی در بلندمدت باعث افزایش کارآیی و بهره‌وری شده و الگوی مصرف انرژی کشور را بهبود می‌بخشد و درنتیجه در بلندمدت تأثیر مثبت خواهد داشت.

برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و آزمون علیت پانل

بعد از تخمین رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی، قیمت انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه با ارزش‌افزوده در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور، در ادامه به بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل و تعیین علیت بین تک‌تک متغیرهای مورد بررسی پرداخته می‌شود. جدول (9) آزمون‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت علیت بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. میزان وقفه بهینه در این مدل‌ها بر اساس معیار شوارتز بیزین، یک انتخاب شده است.

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، بر اساس ضرایب برآورد شده در مدل، تأثیر

مصرف انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه بر رشد ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی کشور در کوتاه‌مدت مثبت و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان بالای 95 درصد معنی‌دار می‌باشند، ولی تغییرات قیمت انرژی در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد ارزش‌افزوده بخش‌های کشور دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود با توجه به مجموع ضرایب با وقفه مدل، تأثیر مصرف انرژی بر ارزش‌افزوده برابر با 0/26 می‌باشد که از سایر عوامل دیگر مانند موجودی سرمایه (0/06) و نیروی کار (0/23) بیشتر می‌باشد. این نتیجه نشان‌دهنده اهمیت مصرف انرژی در بخش‌های مختلف کشور می‌باشد. با توجه به ضرایب حاصل از معادله (9 الف)، می‌توان گفت نهاده انرژی به‌عنوان یک نهاده مکمل سایر نهاده‌های تولید در بین بخش‌های مختلف محسوب می‌شود. جزء تصحیح خطای این مدل نیز برابر با 0/246- و در سطح اطمینان بالایی نیز معنی‌دار می‌باشد که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. این ضریب نشان‌دهنده این است که مصرف انرژی و سایر متغیرهای مورد بررسی در بخش‌های مختلف کشور قادرند در هر دوره 24 درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت را برطرف کنند. در معادله تغییرات مصرف انرژی، تغییرات ارزش‌افزوده و تغییرات نیروی کار در کوتاه‌مدت بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف کشور تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد درحالی‌که تغییرات قیمت انرژی تأثیر منفی بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف دارد.

جدول ۹- آزمون علیت پانل و بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها[1]

منابع علت و معلول (متغیرهای مستقل)						
بلندمدت	کوتاه‌مدت					متغیرهای مستقل
ECT	ΔK	ΔL	ΔP	ΔE	ΔY	

1- مقدار ضریب β در مجموعه معادلات (9) که بر اساس مجموع ضرایب با وقفه متغیرها برآورد شده است و نشاندهنده علیت کوتاه مدت مربوط به هر یک از متغیرهاست، در این جدول ارائه شده است. ECT نیز ضریب جزء خطای مدل می‌باشد که نشاندهنده وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. اعداد ارائه شده در ستون آخر این جدول میزان ضریب λ در مجموعه معادلات (9) را نشان می‌دهد.

*، ** و *** به ترتیب نشاندهنده سطح معنی داری 1، 5 و 10 درصد می‌باشند.

تغییرات ارزش‌افزوده (ΔY)	-	.26790*	-.011290**	.23562**	.060971**	-.2465*
تغییرات مصرف انرژی (ΔE)	.474325*	-	-.0756432*	.589075***	.14321	-.11073*
تغییرات قیمت انرژی (ΔP)	.512341**	.92097**	-	.247858	-.335672	-.52120
تغییرات نیروی کار (ΔL)	.112354***	.063651***	-.002667***	-	.0050976	-.02607***
تغییرات موجودی سرمایه (ΔK)	.093216***	.156780	-.0275431	.052341	-	-.05089

منبع: محاسبات تحقیق

تأثیر موجودی سرمایه نیز بر تغییرات مصرف انرژی مثبت است ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. ضریب جز تصحیح خطای این مدل نیز به لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهنده این است که در هر دوره 11 درصد از انحرافات مجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت بر طرف می گردد. در مدل تغییرات قیمت انرژی، مصرف انرژی و ارزش‌افزوده بخش‌ها تأثیر مثبت و معنی‌دار بر افزایش قیمت انرژی در کوتاه‌مدت دارند. تأثیر نیروی کار بر افزایش قیمت انرژی مثبت و تأثیر موجودی سرمایه منفی می‌باشد ولی هیچ کدام از ضرایب یاد شده به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند. با توجه به عدم معناداری ضریب خطای تعدیل در این مدل، تعدیل به سمت تعادل بلندمدت توسط قیمت انرژی تائید نمی گردد. در مدل تغییرات نیروی کار، تأثیر ارزش‌افزوده، مصرف انرژی و قیمت انرژی بر تغییرات نیروی کار به ترتیب مثبت، مثبت و منفی می‌باشند و این ضرایب به لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشند. دیگر ضرایب به‌دست‌آمده در این مدل به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند. با توجه به معنی‌داری ضریب تصحیح خطا در این مدل می توان وجود رابطه بلندمدت بین این متغیرها را تائید نمود. در مدل تغییرات موجودی سرمایه تأثیر ارزش‌افزوده بر تغییرات موجودی سرمایه در کوتاه‌مدت مثبت و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار می‌باشد درحالی که سایر ضرایب به‌دست‌آمده به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشند. با توجه به معنی‌دار نبودن ضریب خطای تصحیح در این مدل، وجود رابطه بلندمدت بین این متغیرها را نمی توان به لحاظ آماری تائید نمود. به‌طورکلی و با توجه به مدل‌های برآوردشده برای بخش‌های مختلف کشور می توان گفت ارتباط بین میزان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در

تمام بخش‌ها رابطه علیت دو طرفه در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. معنی‌داری روابط پویای بلندمدت در معادلات که بر اساس معنی‌داری آماری جزء تصحیح خطا می‌باشد، نشان‌دهنده این است که به جزء قیمت انرژی و موجودی سرمایه متغیرهای دیگر مدل می‌توانند جهت تعدیل تعادل بلندمدت حرکت کنند و موجب برقراری تعادل بلندمدت در سیستم شوند. به‌طورکلی همان‌طور که از تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مشاهده گردید، ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی یک رابطه علیت دو طرفه در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، قیمت انرژی، نیروی کار و موجودی سرمایه بر رشد ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی کشور طی دوره زمانی 1369 تا 1389 در قالب مدل تصحیح خطا و هم انباشتگی پانل پرداخته شده است. به همین منظور جدیدترین روش‌های آزمون ریشه واحد، هم انباشتگی و علیت پانل در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفت.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق، مصرف انرژی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی کشور طی دوره مورد بررسی دارد. از طرفی افزایش رشد ارزش‌افزوده نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف ایران دارد و می‌توان گفت یک رابطه دو طرفه بین این دو متغیر طی دوره مورد بررسی در ایران وجود دارد. بنابراین مصرف این نهاده یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر رشد اقتصادی کشور محسوب می‌شود. می‌توان گفت افزایش واقعی در ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف کشور و درنتیجه افزایش رشد اقتصادی از دو طریق می‌تواند موجب افزایش تقاضا و مصرف انرژی در کشور گردد. در سطح خانوارها با افزایش رشد اقتصادی و درنتیجه افزایش درآمد سرانه، خانوارها به‌منظور دسترسی به رفاه بیشتر تقاضای بیشتری برای خدمات انرژی خواهند داشت. از طرف دیگر افزایش رشد اقتصادی موجب افزایش تقاضای انرژی خواهد شد زیرا انرژی به‌عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در ایران محسوب می‌شود. بنابراین افزایش رشد واقعی اقتصادی موجب افزایش مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود و می‌تواند به افزایش تولید بخش واقعی اقتصاد منجر شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده می‌توان گفت افزایش مصرف انرژی در بخش‌های

مختلف اقتصاد ایران موجب افزایش سطح رشد اقتصادی خواهد شد و انرژی یکی از مهم‌ترین عوامل رشد و توسعه کشور محسوب می‌شود. بنابراین سیاست‌های ذخیره‌سازی و کاهش مصرف انرژی ممکن است تهدیدی برای رشد اقتصادی کشور تبدیل شوند. با توجه به اینکه رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی تائید گردیده است، بنابراین می‌توان گفت سیاست‌های ذخیره‌سازی و کاهش مصرف انرژی می‌تواند بر عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی کشور در آینده مضر باشد و سیاست‌های افزایش کارآیی انرژی می‌تواند از تأثیرات مضر افزایش غیرکارایی انرژی در کشور جلوگیری کند.

نتایج این تحقیق نشان داد که بخش‌های مختلف اقتصادی کشور برای افزایش رشد اقتصادی نیازمند افزایش رشد مصرف انرژی مخصوصاً انرژی‌های مدرن مانند الکتریسیته و گاز هستند و این مستلزم افزایش سرمایه‌گذاری اساسی در این زمینه است. در سطح خرد، بهبود دسترسی به انرژی می‌تواند با استفاده از سیاست‌های افزایش دسترسی خانوارها به انرژی مخصوصاً برای مناطقی از کشور که امکان دسترسی به انرژی‌های مدرن ندارند و از منابع سنتی انرژی مانند گازوئیل و نفت استفاده می‌کنند، فراهم گردد. سیاست‌های انرژی باید موجب بهبود و دسترسی افراد به انرژی‌های سالم مانند الکتریسیته و گاز طبیعی گردند و از طرفی امکان بهبود و افزایش کارایی وسایل استفاده‌کننده از انرژی در کشور فراهم گردد. سیاست‌های انرژی و مخصوصاً سیاست‌های ذخیره‌سازی و کاهش مصرف انرژی مانند حذف یارانه انرژی نباید موجب کاهش مصرف انرژی از طریق روی آوردن خانوارها به استفاده از انرژی‌های سنتی شود، زیرا تأثیرات مضر اجتماعی و اقتصادی فراوانی به همراه خواهد داشت. در بخش صنعت باید ماشین‌آلات از استانداردهای بالا برخوردار شوند و ضمن حفظ سطح تولید، میزان مصرف انرژی آن‌ها کاهش یابد. در بخش خدمات نباید این سیاست‌ها موجب کاهش مصرف انرژی خانوارها از طریق عدم مصرف انرژی گردد، بلکه باید زمینه و سرمایه‌گذاری لازم جهت دسترسی خانوارها به وسایل و امکانات لازم جهت استفاده بهینه از انرژی فراهم گردد. در سطح کلان، سیاست‌های انرژی باید موجب بهبود دسترسی به انرژی در کشور گردند و این می‌تواند شامل سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف کشور در زمینه انرژی‌های نو و زیرساخت‌های مناسب جهت تولید و بهره‌برداری این نوع از انرژی و تکنولوژی‌های برتر باشد. بهبود دسترسی انرژی از طریق افزایش دسترسی تمام گروها و مناطق مختلف و کاهش نابرابری در توزیع منابع انرژی در کشور نیز می‌تواند زمینه دسترسی تمام اقشار

جامعه به انرژی را فراهم کند. زیرا توزیع برابر منابع انرژی در مناطق مختلف کشور می‌تواند موجب افزایش بازدهی نسبت به مقیاس را نیز فراهم آورد. با توجه به تأثیر منفی افزایش قیمت انرژی بر رشد ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف کشور در کوتاه‌مدت، ارائه حمایت‌های لازم به بخش‌های مختلف کشور جهت حفظ سطح تولید بخش‌ها ضروری می‌باشد. به‌طورکلی نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق نشان‌دهنده رابطه درونی و مکمل بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور می‌باشد. بنابراین لازم است سیاست‌های انقباضی در زمینه انرژی، بااحتیاط کامل اتخاذ گردند، به‌گونه‌ای که اعمال چنین سیاست‌هایی آثار انقباضی بر رشد اقتصادی نداشته باشند. در این رابطه اتخاذ سیاست‌های مناسب در جهت افزایش بهره‌وری در مصرف و استفاده بهینه از حامل‌های انرژی، نسبت به سیاست‌های مبتنی بر کاهش کمی در مصرف این حامل‌ها از اولویت بیشتری برخوردار خواهد بود.

References

Aghaei, Majid. (2014). Investigation the relationship between energy and economic growth in Iran province, using panel error correction Model, journal of Economic and Modeling, Shahid Beheshti Univesity, (in Persian)

Amadeh, Hamid and et all. (2009). investigation the relationship between energy consumption, Economic growth and employment in different sectors of Iran Economy, vol 86, spring 2009 (in Persian)

Arman, aziz and et all. (2009). investigation the relationship between energy consumption and economic growth in Iran's sectors: causality analysis based on Toda and Yamamoto method. Quarterly Energy Economics Review, vol 21. (in Persian)

Asgharpoor, Hossein and et all. (2009). structural break, energy consumption and economic growth(1967-2005), Nameh Mofid journal, summer, vol 72(in Persian)

Apergis, N., Payne, J.E. (2009b). Energy consumption and economic growth in Central America: evidence from a panel cointegration and error correction model. Energy Econ. 31, 211–216 (Arbex, M. and F.S.)

Ansgar Belke, Frauke Dobnik and Christian Dreger. (2011). Energy consumption and economic growth: New insights into thecointegration relationship, Energy Economics 33. 782–789

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

Behboodi,Davood and et all. (2009), investigation the relationship between energy consumption and GDP in developed and developing countries, Quarterly

Energy Economics Review, winter (in Persian)

Berndt, E. R., and Wood, D. O. (1975). Technology, Prices and the derived demand for energy, Review of Economics and Statistics 57, 259-268

Breitung, J., 2000. The local power of some unit root tests for panel data. Adv. Econ. 15, 161–177.

Bowden, N., Payne, J.E., (2009). The causal relationship between U.S. energy consumption and real output: a disaggregated analysis. J. Policy Model. 31 (2), 180–188.

Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. Journal of International Money and Finance 20, 249–272.

Christian Gross. (2012).Explaining the (non-) causality between energy and economic growth in the U.S.—A multivariate sectoral analysis, Energy Economics 34 . 489–499

Costantini, Valeria & Martini, Chiara. (2010). "The causality between energy consumption and economic growth: A multi-sectoral analysis using non-stationary cointegrated panel data," Energy Economics, Elsevier, vol. 32(3), pages 591-603, May.

Economic reports and balance sheets of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, different years(in persian)

Esso, L.J. (2010). Threshold cointegration and causality relationship between energy use and growth in seven African countries. Energy Econ. 30, 2391–2400.

Hassani, M and et all. (2007). Causal relationship between energy consumption, GDP and employment during the years 1350 to 1384, humanities and science journal, vol 7. (in persian)

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. Econ. J. 3 (2), 148–161.

Im, et al. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. J. Econ. 115 (1), 53–74

Jude C.Eggoh & Chrysost Bangake and Christophe, Rault. (2011). Energy consumption and economic growth revisited in African countries, Energy Policy 39 . 7408–7421

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. J. Econ. 90, 44.

Kao, C., Chiang, M.-H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In: Baltagi, B.H. (Ed.), Advances in Econometrics: Nonstationary Panels. Panel Cointegration and Dynamic Panels, 15, pp. 179–222.

Kraft, J., Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. J. Energy Dev. 3 (2), 401–403.

Lee, C.C. (2005). Energy consumption and GDP in developing countries: a cointegrated panel analysis. Energy Econ. 27 (3), 415–427.

Lee, C.C., Chang, C.P. (2008). Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data. Resource and Energy Economics 30, 50–65.

Levin, A., Lin, C.F., Chu, C.S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finitesample Operúes. J. Econ. 108 (1), 1–24.

Maddala, G.S., Kim, I.M. (1998). Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge University Press, Cambridge.

Maddala, G.S., Wu, S., 1999. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. Oxf. Bull. Econ. Stat. 61, 631–652.

Maddala, G.S., et al., 1997. Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. J. Bus. Econ. Stat. 15 (1), 90–100.

Mahadevan, R., Asafu-Adjaye, J., 2007. Energy consumption, economic growth and prices: a reassessment using panel VECM for developed and developing countries. Energy Policy 35 (4), 2481–2490.

Mark, N.C., Sul, D., 2002. Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand. NBER Technical Working Papers 0287, National Bureau of Economic Research, Inc.

Masih, A.M.M., Masih, R., 1996. Energy consumption, real income and temporal causality: results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modeling techniques. Energy Econ. 18 (3), 165–183.

Mehrara, M., 2007. Energy consumption and economic growth: the case of oilexporting countries. Energy Policy 35, 2939–2945.

Odhiambo, N.M., 2009a. Electricity consumption and economic growth in South Africa:a trivariate causality test. Energy Econ. 31, 635–640.

Odhiambo, N.M., 2010. Energy consumption, prices and economic growth in three SSA countries: a comparative study. Energy Policy 38 (5), 2463–2469.

Ouédraogo, I.M., 2010. Electricity consumption and economic growth in Burkina Faso: a cointegration analysis. Energy Econ. 32, 524–531.

Ouedraogo, Nadia S, Energy consumption and economic growth: Evidence from the economic community of West African States (ECOWAS), Energy Economics xxx (2012) xxx–xxx, article in press.

Ozturk, I., 2010. A literature survey on energy-growth nexus. Energy Policy 38 (1), 340–349.

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

Payne, J., Taylor, J., 2010. Nuclear energy consumption and economic growth in the US: an empirical note. Energy Sources Part B 5 (3), 301–307.

Payne, J.E., 2009. On the dynamics of energy consumption and output in the US. Appl. Energy 86 (4), 575–577.

Pedroni, P., 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxf. Bull. Econ. Stat. 61, 653–670 (Special issue).

Pedroni, P., 2001. Purchasing power parity tests in cointegrated panels. Rev. Econ. Stat. 3 (A), 121 li.

Pedroni, P., 2004. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econ. Theory 20 (3), 597–625

Pesaran, M., Shin, Y., 1999. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegrated analysis. In: Strom, S. (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge, MA.

Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. J. Appl. Econ. 16 (3), 289–326.

Phetros, M and et all, investigation the impact of renewable and non-renewable energy consumption on economic growth in selected developing countries (including Iran), the period from 2009 to 1980, Energy Economics Studies, Spring 2012(in persian)

Shakibaei, A and et all,investigation the relationship between energy consumption and economic growth in sub-sections (1346-1386), Vector error correction approach, Journal of Energy Economics, Vol. VIII, No. 30, Summer 2011(in persian)

Statistical Yearbook, the Statistical Centre of Iran, different years(in persian)

Stern, D.I. (1993). Energy and economic growth in the U.S.A., A multivariate approach, Energy Economics 15, 37- 150.

Stern D.I. (2000), A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy. Energy Economics, No. 22, PP. 267-283.

Stern D I and Celeveland CJ. 2004. "Energy and Economic Growth",Rensselaer Working Papers, pp 410-460.

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

UNIDO, 2011. Energy for All. In: Yumkella, Kandeh K. (Ed.), (Vienna Energy forum).

Westerlund, J., 2007. Testing for error correction in panel data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 69 (6), 709–748

Zachariadis, T., 2007. Exploring the relationship between energy use and economic growth with bivariate models: new evidence from G-7 countries. Energy Economics 29 (6), 1233–1253.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی