فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال نهم / شماره‌ی ۳۳/ تابستان ۱۳۹۱/ صفحات ۸۳-۵۳

تحلیل پویای اقتصاد سنجی از رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و صادرات غیر نفتی در ایران

حسن حیدری*

استادیار دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه h.heidari@urmia.ac.ir

لسیان سعیدپور

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه saeidpour.lesyan@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۰/۸/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۱/۳/۹

چکیده

این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶، به بررسی رابطه‌ی پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، صادرات غیر نفتی، تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص و اشتغال پرداخته است. در این راستا از تکنیک اقتصاد سنجی آزمون کرانه‌ها به هم‌جمعی و الگوی ECM استفاده شده است. هم‌چنین از مجموعه‌ی آزمون‌های بای و پرون (۲۰۰۳) به منظور تعیین نقاط شکست به صورت درون‌زا و آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) برای آزمون ریشه‌ی واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا استفاده شده است. نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند و سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت برای حالت‌هایی که تولید ناخالص داخلی و صادرات غیرنفتی متغیر وابسته هستند، به ترتیب برابر با ۰/۵۰ و ۰/۶۹ می‌باشد. برآورد ضرایب بلندمدت نیز نشان می‌دهد که مصرف انرژی، تشکیل سرمایه‌ی ثابت و اشتغال به ترتیب با مقادیر ۰/۲۶، ۰/۲۴ و ۰/۵۳ تأثیر مثبت و معنی داری بر تولید ناخالص داخلی دارند. هم‌چنین تولید ناخالص داخلی با ضریب مثبت و معنی‌داری معادل ۴/۶۸، بر صادرات غیرنفتی در بلندمدت اثرگذار است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در بلندمدت مصرف انرژی عامل محرک رشد اقتصادی است و رشد اقتصادی بستر توسعه‌ی صادرات غیر نفتی را فراهم می‌آورد.

طبقه بندی JEL: C32 ،Q43، F10

کلید واژه: تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، صادرات غیر نفتی، آزمون کرانه‌ها

---

*- نویسنده‌ی مسئول .

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

به پیروی از مطالعه‌ی کرافت و کرافت[1] (۱۹۷۸)، بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از نظر اهمیتی که در امر سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی کلان اقتصادی به ویژه در بخش انرژی دارد، مورد توجه پژوهش‌گران و اقتصاددانان قرار گرفته و مطالعات بسیاری در این زمینه انجام شده است. با این حال نتایج حاصل از مطالعات مختلف، یکسان نبوده و نمی‌توان جهت رابطه‌ی علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را با قاطعیت تعیین کرد. تنوع و تناقض در نتایج مطالعات تجربی ممکن است به دلایلی مثل تفاوت در دوره‌ی زمانی، ویژگی‌های کشورها، متغیرها و تکنیک‌های اقتصاد سنجی استفاده شده در این مطالعات باشد (ازترک[2]، ۲۰۱۰).

نتایج حاصل از مطالعات تجربی انجام شده برای ایران نیز رابطه‌ی علیت در جهت‌های مختلف بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را گزارش می‌دهند، که به نظر می‌رسد حداقل سه دلیل عمده در شکل‌گیری این نتایج گوناگون دخیل باشند. اول) آزمون‌های هم‌جمعی متداول مثل انگل-گرنجر[3] (۱۹۸۷)، یوهانسن[4] (۱۹۸۸) و یوهانسن - یوسیلیوس[5] (۱۹۹۰)، در برخی از مطالعات داخلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند که در این خصوص لازم به یادآوری است که این روش‌ها ضمن برخورداری از چندین محدودیت در فرایند انجام آزمون، برای نمونه‌های با حجم زیاد مناسب می‌باشند و در نمونه‌های با حجم محدود ممکن است نتایج گمراه کننده‌ای را ارائه دهند (قاتک و سیدکی[6]، ۲۰۰۱؛ تانگ[7]، ۲۰۰۳). این در حالی است که بیش‌تر سری‌های زمانی در دسترس و مورد استفاده در مطالعات داخلی به صورت سالیانه و با حجم محدود، ۳۰ تا ۴۰ داده می‌باشند. دوم) مسأله‌ی تورش در تصریح مدل به دلیل حذف متغیرهایی مثل نیروی کار، سرمایه، قیمت انرژی و مواردی از این قبیل که منجر به از دست رفتن اطلاعات تأثیرگذار در بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌شود، قابل

1- Kraft & Kraft.
2- Ozturk.
3- Engle-Granger.
4- Johansen.
5- Johansen- Juselius.
6- Ghatak & Siddiki.
7- Tang.

www.SID.ir

مشاهده می‌باشد (استرن[1]، ۲۰۰۰؛ ازترک، ۲۰۱۰). البته در مطالعه‌ی ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) که به بررسی رابطه‌ی بین فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند و هم‌چنین در مطالعه‌ی بهبودی و همکاران (۱۳۸۵) که رابطه‌ی بین تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند، متغیرهای نیروی کار و موجودی سرمایه در مدل تحت بررسی وارد شده‌اند. سوم) با توجه به رخدادهای سیاسی و اقتصادی متعددی که طی چند دهه‌ی اخیر اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است، وجود شکست ساختاری در روند متغیرهای سری زمانی ایران بسیار محتمل است، لذا بررسی دقیق و در نظر گرفتن این نقاط شکست، علاوه بر این که ممکن است جهت رابطه‌ی علیت را تحت تأثیر قرار دهد، برآوردهای سازگار و قابل اتکاتری از ضرایب بلندمدت به دست می‌دهد (لی و چانگ[2]، ۲۰۰۵). البته بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) نیز در بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از آزمون ریشه‌ی واحد زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) برای بررسی ریشه‌ی واحد متغیرها با حداکثر یک شکست ساختاری درون‌زا پرداخته‌اند، اما آزمون زیوت و اندریوز (۱۹۹۲) استفاده شده در این مقاله دارای ایراداتی می‌باشد که در قسمت ۵-۳، مربوط به آزمون ریشه‌ی واحد با لحاظ شکست ساختاری توضیح داده خواهد شد.

از مباحث مهم و قابل توجه‌ی محافل اقتصادی به‌ویژه در نیمه‌ی دوم قرن بیستم میلادی، اثر تجارت و به ویژه صادرات بر رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشورهای در حال توسعه می‌باشد که تاکنون نظریات مؤافق و مخالف فرآوانی در این زمینه ارائه شده است. اما با توجه به مشابه نبودن ساختار اقتصادی کشورهای مختلف، نوع رابطه‌ی بین صادرات و رشد اقتصادی تمامی کشورها نیز لزوماً مشابه نمی‌باشد، لذا بررسی تجربی این رابطه برای هر کشور به طور جداگانه ضرورتی انکار ناپذیر است. در کشور ایران قسمت زیادی از درآمدهای ارزی از محل صادرات نفت خام حاصل می‌شود و در نتیجه سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کشور نیز به درآمدهای نفتی وابسته است، اما نوسانات عرضه، تقاضا و قیمت نفت خام سبب شده است تا در پیشبرد برنامه‌ها و اهداف کلان اقتصاد کشور موانع و مشکلات بسیاری به وجود آید، لذا توسعه‌ی صادرات غیرنفتی و

1- Stern.
2- Lee & Chang.

www.SID.ir

رهایی از اقتصاد تک محصولی که همواره یکی از اهداف و سیاست‌های مهم کشور در دوران پس از انقلاب نیز بوده است، توجه و رسیدگی بیش‌تری را می‌طلبد. در این راستا با بهره‌گیری از مزیت کشور در زمینه‌ی منابع و ذخایر غنی و گسترده‌ی انرژی و البته استفاده و تخصیص بهینه‌ی این منابع به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در فرایند تولید، توسعه‌ی صادرات غیر نفتی به ویژه کالاهای انرژی‌بر دور از انتظار نخواهد بود.

مقاله‌ی حاضر به پیروی از مطالعات نارایان و اسمیت[1] (۲۰۰۹)، لین و اسمیت[2] (۲۰۱۰a)، لین و اسمیت (۲۰۱۰b) و هالی چوغلو[3](۲۰۱۱) در چارچوب یک مدل چند متغیره به بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، صادرات غیر نفتی و رشد اقتصادی بر اساس داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران می‌پردازد که از چند ویژگی قابل توجه نسبت به مطالعات پیشین برخوردار است. اولاً، بررسی این رابطه در چارچوب یک مدل چند متغیره که بیانگر ترکیب کردن ادبیات موضوع رابطه‌ی علیت بین مصرف انرژی- رشد اقتصادی و صادرات- رشد اقتصادی می‌باشد، این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه‌ی بین مصرف انرژی و صادرات نیز مورد بررسی قرار گیرد، که تاکنون با داده‌های اقتصاد ایران چنین مطالعه‌ای انجام نگرفته است. ثانیاً، در این مطالعه به منظور بررسی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت میان متغیرها از رویکرد اقتصاد سنجی آزمون کرانه‌ها[4] که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) گسترش یافته، استفاده شده است. این تکنیک اقتصاد سنجی به دلیل برخورداری از مزیت‌های قابل توجهی مانند ارائه‌ب تخمین‌های کارا و نااریب در نمونه‌های با حجم محدود و بی تفاوت بودن نسبت به جمعی بودن متغیرها از درجه‌ی صفر [I(0)] یا یک [I(1)] و یا ترکیبی از این دو که به تفصیل در بخش (۳-۴) توضیح داده خواهد شد، سبب شده است تا طی سال‌های اخیر استفاده از این آزمون به‌عنوان یک ضرورت در بررسی دوباره‌ی روابط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در مطالعات مبتنی بر داده‌های سری زمانی مطرح شود (گوش[5]، ۲۰۰۹؛ ادیامبو[6]، ۲۰۰۹؛

1- Narayan & Smyth.
2- Lean & Smyth.
3- Halicioglu.
4- Bounds test.
5- Ghosh.
6- Odhiambo.

www.SID.ir

۲۰۰۹؛ چاندران و همکاران[1]، ۲۰۱۰؛ رافل[2]، ۲۰۱۰؛ ازترک و اکاراوچی[3]، ۲۰۱۰؛ بارتلت و گوندر[4]، ۲۰۱۰؛ لین و اسمیت، ۲۰۱۰؛ حیدری و سعیدپور، ۱۳۹۰؛ حیدری و همکاران، ۱۳۹۰؛ ازترک و اکاراوچی، ۲۰۱۱؛ هالی چوغلو، ۲۰۱۱). ثالثاً، از آن‌جا که وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی مورد مطالعه محتمل به نظر می‌رسد، عدم توجه به این نقاط شکست احتمالی در برآورد مدل‌های مورد مطالعه منجر به ایجاد رگرسیون‌های کاذب و ارائه‌ی نتایج غیر قابل اتکاء خواهد شد، لذا جهت جلوگیری از بروز چنین مشکلاتی، در این مقاله از مجموعه آزمون‌های معرفی شده در بای و پرون[5] (۲۰۰۳) که حداکثر وجود پنج شکست ساختاری درون‌زا در داده‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد و هم‌چنین از آزمون ریشه‌ی واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لی و استرازیسیچ[6] (۲۰۰۳)، استفاده شده است. و سرانجام، علاوه بر متغیرهای مصرف انرژی، صادرات غیر نفتی و تولید ناخالص داخلی، به منظور جلوگیری از تورش در تصریح مدل و به ویژه حذف متغیرهای مهم و تأثیرگذار، به پیروی از مطالعات اخیر تجربی متغیرهای تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص داخلی و اشتغال نیز به مدل مورد مطالعه اضافه شده است که همان‌طور که پیش از این نیز اشاره شد، تورش در تصریح مدل به دلیل حذف متغیرهای تأثیرگذار در بیش‌تر مطالعات انجام گرفته در زمینه‌ی موضوع مورد بحث برای اقتصاد ایران وجود دارد.

خلاصه مطالعات داخلی انجام گرفته در زمینه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در جدول (۱) آورده شده است و خلاصه مطالعات خارجی صورت گرفته نیز در مقالات ازترک (۲۰۱۰) و پاین[7] (۲۰۱۰)، به شکل منسجم و کامل قابل دسترسی است.

1- Chandran et al.
2- Rufael.
3- Ozturk & Acaravci.
4- Bartleet & Gounder.
5- Bai&Perron.
6- Lee &Strazicich.
7- Payne

www.SID.ir
Archive of SID

جدول ۱- مطالعات انجام شده در داخل کشور در مورد رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی

محقق	دوره	تکنیک و روش	نتیجه
طاهری قرد و رحمانی (۱۳۷۶)	۱۳۴۶-۱۳۷۳	آزمون هم‌جمعی و علیت گرنجر	وجود رابطه‌ی بلند مدت
قبادی (۱۳۷۶)	۱۳۴۶-۱۳۷۳	علیت گرنجری و ECM	عدم وجود رابطه
ملکی (۱۳۷۸)	۱۳۶۰-۱۳۷۶	ECM	از انرژی به رشد اقتصادی
ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰)	۱۳۳۸-۱۳۷۸	ECM	دوطرفه بین فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی
نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳)	۱۳۵۰-۱۳۸۱	علیت هیسائو	دوطرفه بین حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی
آرمن و زارع (۱۳۸۴)	۱۳۴۶-۱۳۸۱	تودا-یاماموتو و ECM	انواع مختلف رابطه‌ی علی بین حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی
بهبودی و همکاران (۱۳۸۵)	۱۳۴۶-۱۳۸۳	علیت گرنجری و ECM	از تقاضای نهایی انرژی به رشد و رابطه‌ی دوطرفه بین تقاضای واسطه‌ای و رشد
مهرآرا (۲۰۰۷)	۱۹۷۱-۲۰۰۲	رویکرد داده‌های تابلویی	از رشد اقتصادی به انرژی در یازده کشور صادر کننده نفت
زمانی (۲۰۰۷)	۱۹۶۷-۲۰۰۳	VECM	انواع مختلف رابطه‌ی علی بین مصرف حامل‌های انرژی و بخش‌های اقتصادی
حسنی صدر آبادی و همکاران (۱۳۸۶)	۱۳۵۰-۱۳۸۰	علیت هیسائو	از انرژی به رشد اقتصادی
بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)	۱۳۴۶-۱۳۸۴	گریگوری- هانسن	رابطه‌ی بلند مدت مثبت
آرمن و زارع(۱۳۸۸)	۱۳۴۶-۱۳۸۵	تودا-یاماموتو	از مصرف انرژی در بخش خانگی و تجاری و حمل ونقل به رشد اقتصادی
دیلمی نژاد و استاد حسین (۱۳۸۹)	۱۳۴۶-۱۳۸۴	آزمون استاندارد علیت گرنجر	از مصرف کل انرژی به ارزش افزوده
حیدری و سعیدپور (۱۳۹۰)	۱۳۵۰-۱۳۸۵	آزمون کرانه‌ها	رابطه‌ی یکطرفه و با ضریب منفی از مصرف فرآورده‌های نفتی به رشد اقتصادی

اهم مطالعات انجام گرفته در زمینه رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی برای کشور ایران در جدول (۲) آورده شده و اهم مطالعات خارجی نیز در مطالعات شاکری و مالکی (۱۳۸۹) و جلیس و ویلیامز[1] (۲۰۰۰) قابل دسترسی است.

1- Giles & Williams.

www.SID.ir

جدول ۲- مطالعات انجام شده در داخل کشور در مورد رابطه‌ی بین صادرات و رشد اقتصادی

محقق	دوره	تکنیک و روش	نتیجه
متوسلی (۱۳۷۸)	۱۳۳۸-۱۳۷۴	آزمون هم‌جمعی و علیت گرنجر	رابطه‌ی دوطرفه بین صادرات و رشد اقتصادی
توکلی و هاشمیان (۱۳۷۸)	۱۳۷۴-۱۳۴۶	علیت گرنجر	رابطه‌ی یک طرفه از صادرات غیر نفتی به رشد اقتصادی
حیدریان و سقائیان نژاد (۱۳۷۹)	۱۳۳۸-۱۳۷۲	VAR	رابطه‌ی یک طرفه از صادرات به رشد اقتصادی
اقبالی و همکاران (۱۳۸۲)	۱۳۳۹-۱۳۷۷	همگرایی یکسان و تکنیکARDL	تأثیر مثبت صادرات نفت بر رشد اقتصادی
پهلوانی و همکاران (۲۰۰۵)	۱۹۶۰-۲۰۰۳	ARDL و ECM	تأثیر قوی صادرات نفتی و تشکیل سرمایه‌ی ثابت بر رشد اقتصادی و تأثیر ناچیز صادرات غیر نفتی بر رشد اقتصادی
عطر کارروشن (۱۳۸۶)	۱۳۸۲ - ۱۳۵۷	علیت گرنجری	رابطه‌ی مثبت گسترش صادرات و رشد اقتصادی
اکبری و کریمی هسنیجه (۱۳۷۹)	۱۳۴۸-۱۳۷۴	برآورد هم زمان SURو OLS	تأثیر معنی‌دار صادرات نفتی و صنعتی بر رشد اقتصادی و عدم تأثیرگذاری صادرات غیر نفتی بر رشد اقتصادی

در ادامه این مقاله و در بخش دوم به بررسی ادبیات موضوع پرداخته می‌شود، در بخش سوم داده‌ها و روش شناسی تحقیق به تفصیل بیان می‌شوند، در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ارائه شده و در نهایت در بخش پنجم به نتیجه گیری حاصل از پژوهش حاضر پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

در بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی سه دسته فرضیه از یکدیگر قابل تشخیص می‌باشند. دسته‌ی اول که در زمینه‌ی رابطه‌ی علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌باشند، از دلالت‌های سیاستی مهم و متفاوتی برخوردارند. برای کشورهایی که ساختار تولیدی و اقتصادی آن‌ها به انرژی وابستگی ندارد، فرضیه‌ی بی‌طرفی[1] که بر عدم وجود رابطه‌ی علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی دلالت

1- Neutrality Hypothesis.

www.SID.ir

می‌کند، و هم‌چنین فرضیه‌ی صرفه جویی[1] که بیانگر رابطه‌ی علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی می‌باشد، موضوعیت پیدا می‌کنند. در این شرایط سیاست‌های تحدید کننده‌ی مصرف انرژی عامل بازدارنده و محدود کننده‌ی رشد اقتصادی محسوب نمی‌شوند. از سوی دیگر فرضیه‌ی رشد[2] که نشان دهنده‌ی رابطه‌ی علیت یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی می‌باشد و فرضیه‌ی بازخورد[3] که بر رابطه‌ی علی دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی دلالت می‌کند، برای کشورهایی با ساختار اقتصادی و تولیدی وابسته به انرژی موضوعیت پیدا می‌کند. در این حالت سیاست‌هایی که استفاده از انرژی و تداوم عرضه‌ی آن را با محدودیت مواجه می‌کنند، ممکن است تأثیر منفی و مخربی بر رشد اقتصادی داشته باشند (ازترک، ۲۰۱۰).

دسته‌ی دوم از فرضیات در چارچوب ادبیات موضوع رابطه‌ی علی بین صادرات و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرند. وجود رابطه‌ی علیت از صادرات به رشد اقتصادی با عنوان فرضیه‌ی رشد صادرات پایه (ELG)[4] مطرح می‌شود و بیان می‌کند که توسعه‌ی صادرات عامل محرک رشد اقتصادی می‌باشد. اگرچه صادرات در محاسبه‌ی حساب‌های ملی به‌عنوان یکی از اجزای تولید ناخالص داخلی محسوب می‌شود و افزایش در آن موجب افزایش در تولید ناخالص داخلی می‌شود، اما بیش‌ترین توجه طرفداران این نظریه معطوف به اثرات جنبی توسعه‌ی صادرات بر اقتصاد داخلی می‌باشد. در حقیقت توسعه‌ی صادرات می‌تواند به تخصص‌گرایی و افزایش بهره‌وری نیروی کار و هم‌چنین ایجاد انگیزه‌ی ابداع و نوآوری کمک شایان توجهی کند که این مسائل نیز رشد و رونق اقتصادی را به دنبال دارد. در طرف مقابل، فرضیه‌ی صادرات رشد پایه (GLE)[5] مطرح می‌شود که نشان می‌دهد رشد اقتصادی موجبات توسعه‌ی صادرات را فراهم می‌کند. طرفداران این نظریه معتقدند، بهبود بهره‌وری نیروی کار در نتیجه‌ی پیشرفت‌های تکنولوژیکی باعث ایجاد مزیت نسبی در کشورها شده و در پی آن امکان توسعه‌ی صادرات نیز فراهم می‌شود. فرضیه‌ی سومی نیز در این میان مطرح است که بر

1- Conservation Hypothesis.
2- Growth Hypothesis .
3- Feedback Hypothesis.
4- Export-Led Growth (ELG).
5- Growth-Led Export (GLE).

www.SID.ir

وجود رابطه‌ی علی دو طرفه بین صادرات و رشد اقتصادی دلالت می‌کند (هالی چوغلو، ۲۰۱۱؛ شاکری و ملکی، ۱۳۸۹).

دسته‌ی سوم از فرضیات معطوف به بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و صادرات می‌باشند. از آن‌جا که رابطه‌ی مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی در چارچوب یک مدل بررسی می‌شود، بررسی این طیف از فرضیات نیز امکان پذیر است. وجود رابطه‌ی علیت از مصرف انرژی به صادرات به این مفهوم است که انرژی موتور رشد صادرات است، لذا سیاست‌های تحدید کننده‌ی مصرف انرژی تأثیر مخربی بر صادرات دارند. در طرف مقابل و در صورت وجود رابطه‌ی علیت از صادرات به انرژی و یا عدم وجود رابطه‌ی میان این دو متغیر، اجرای سیاست‌هایی که کاهش مصرف انرژی را به همراه دارند، منجر به کاهش رشد صادرات نمی‌شود (نارایان و اسمیت، ۲۰۰۹).

۳- داده‌ها و روش شناسی تحقیق

به منظور دستیابی به نتایج قابل اتکا در زمینه‌ی موضوع مورد بحث، علاوه بر متغیرهای مصرف انرژی، صادرات غیر نفتی و تولید ناخالص داخلی، متغیرهای تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص و اشتغال نیز وارد مدل تحت بررسی شده‌اند. وارد کردن دو متغیر ذکر شده به‌دلیل جلوگیری از تورش، در تصریح مدل ناشی از حذف متغیرهای تأثیرگذار بوده که سبب می‌شود تا برآوردهای دقیق‌تری از پارامترهای تخمینی ارائه شود، لذا می‌توان عنوان کرد که مدل مورد مطالعه شکل تعمیم یافته‌ی یک تابع تولید نئوکلاسیکی می‌باشد که با لحاظ کردن متغیرهای مصرف انرژی و صادرات، تعمیم یافته است (هالی چوغلو، ۲۰۱۱). وارد کردن متغیر صادرات در بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای اولین بار توسط نارایان و اسمیت (۲۰۰۹) مطرح و در مطالعه‌های لین و اسمیت (۲۰۱۰a)، لین و اسمیت (۲۰۱۰b) و هالی چوغلو (۲۰۱۱) نیز به‌کار گرفته شده است. لازم به ذکر است که این تابع تولید نئوکلاسیکی که به‌وسیله‌ی متغیرهای مصرف انرژی و صادرات تعمیم یافته است، امکان بررسی سه دسته از فرضیات جداگانه‌ی مربوط به ادبیات موضوع مصرف انرژی-رشد اقتصادی، صادرات-رشد اقتصادی و مصرف انرژی-صادرات را که در بخش قبلی بیان شده است را در چارچوب یک مدل چند متغیره فراهم می‌آورد. بنابراین تصریح جبری مدل مورد مطالعه به شکل معادله‌ی (۱) می‌باشد:

www.SID.ir

$$\ln GDP_t \; G \; \alpha_0 + \alpha_Y \ln EC_t + \alpha_2 \ln EX_t + \alpha_3 \ln GFK_t + \alpha_4 \ln LF_t + e_t \quad (۱)$$

در معادله‌ی فوق، $\ln GDP_t$ تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و برحسب میلیارد ریال می‌باشد، $\ln EC_t$ مصرف نهایی انرژی بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام، $\ln EX_t$ مجموع صادرات غیرنفتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و بر حسب میلیارد ریال، $\ln GFK_t$ تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و بر حسب میلیارد ریال، $\ln LF_t$ کل جمعیت شاغل بر حسب هزار نفر و e_t نیز جزء پسماند رگرسیون می‌باشد. ضمن این‌که تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار می‌گیرند. هم‌چنین علاوه بر معادله‌ی فوق، آزمون هم‌جمعی برای حالت‌هایی که هر یک از متغیرهای توضیحی به‌عنوان متغیر وابسته قرار گیرند نیز بررسی خواهد شد.

آزمون کرانه‌ها و الگوی ARDL

به منظور بررسی وجود رابطه‌ی بلند مدت میان متغیرهای مورد مطالعه و هم‌چنین برآورد ضرایب بلند مدت و سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلند مدت آن‌ها، از رهیافت آزمون کرانه‌ها و الگوی ARDL که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) گسترش یافته است، استفاده می‌شود. این تکنیک نسبت به دیگر روش‌های هم‌جمعی، به ویژه آزمون یوهانسن که به شکل گسترده‌ای در مطالعات قبلی به‌کار گرفته شده است، از مزیت‌های قابل توجهی برخوردار است: اولاً، آزمون کرانه‌ها برای نمونه‌های با حجم کم بسیار مناسب می‌باشد، به طوری‌که تخمین زن حداقل مربعات معمولی به صورت مجانبی توزیع نرمال دارد و در نمونه‌های با حجم کم نیز از اریب کم‌تر و سازگاری بیش‌تری برخوردار است. در حالی که تکنیک هم‌جمعی یوهانسن برای ارائه‌ی نتایج صحیح و قابل اتکاء به نمونه‌های با حجم داده‌ی زیاد نیاز دارد. ثانیاً، در شرایطی که در دیگر آزمون‌های هم‌جمعی باید تمام متغیرهای توضیحی از درجه‌ی جمعی مشابهی برخوردار باشند، آزمون کرانه‌ها نسبت به جمعی بودن متغیرها از درجه‌ی یک یا صفر و یا ترکیبی از این دو بی تفاوت بوده و قابلیت کاربرد دارد. اهمیت این ویژگی وقتی بیش‌تر آشکار می‌شود که آزمون‌های متفاوت ریشه‌ی واحد، نتایج متفاوتی را ارائه کنند و در نتیجه برای تعیین درجه‌ی جمعی متغیرها با نااطمینانی مواجه شویم. ثالثاً، در روش یوهانسن باید طول وقفه‌ی بهینه‌ی تمامی متغیرها مشابه باشد و نتایج حاصل از آن

Archive of SID

www.SID.ir

نسبت به وقفه‌ی انتخاب شده حساس است، ولی در این روش نیازی به مشابه بودن طول وقفه‌ی بهینه برای متغیرها نیست. و در نهایت این‌که، در آزمون هم‌جمعی یوهانسن باید انتخاب‌های زیادی مانند انتخاب متغیرهای برون‌زا و درون‌زا و انتخاب طول وقفه‌ی بهینه انجام پذیرد و نتایج حاصل از آن نیز نسبت به این انتخاب‌ها حساس است، ولی در رهیافت آزمون کرانه‌ها این مشکلات وجود ندارند.

پسران و همکاران (۲۰۰۱)، به منظور بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها پنج حالت را معرفی کرده‌اند، که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند[1]، حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید[2] و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدا نامقید و روند نامقید[3] که بیش‌ترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند و برای مطالعات تجربی این سه حالت نیز توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) پیشنهاد شده‌اند، به‌کار گرفته می‌شوند. شکل جبری سناریوهای فوق برای معادله‌ی (۱) به‌صورت زیر می‌باشند:

حالت III، با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

$$\Delta \ln GDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \psi_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \phi_i \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \phi_i \Delta \ln EX_{t-i} = (۲)$$

$$\sum_{iG0}^{n} \varphi_i \Delta \ln GFK_{t-i} + \sum_{iG0}^{n} \varrho_i \Delta \ln LF_{t-i} + \gamma_1 \ln GDP_{t-1} + \gamma_2 \ln EC_{t-1} +$$

$$\gamma_3 \ln EX_{t-Y} + \gamma_4 \ln GFK_{t-Y} + \gamma_5 \ln LF_{t-Y} + \Omega_i DU_i + u_t$$

حالت IV، با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود:

$$\Delta \ln GDP_t \; G \; \beta_0 + \sum_{i=Y}^{n} \zeta_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \xi_i \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \pi_i \Delta \ln EX_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{n} \delta_i \Delta \ln GFK_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \mathcal{L}_i \Delta \ln LF_{t-i} + \lambda_Y (\ln GDP_{t-Y} - \theta_{\ln GDP}.t) + \lambda_2 (\ln EC -$$

$$\theta_{\ln EC}.t) + \lambda_3 (\ln EX_{t-Y} - \theta_{\ln EX}.t) + \lambda_4 (\ln GFK_{t-Y} - \theta_{\ln GFK}.t) + \lambda_5 (\ln LF_{t-Y} -$$

$$\theta_{\ln LF}.t) + \Omega_i DU_i + u_t \qquad (۳)$$

حالت V، با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود:

$$\Delta \ln GDP_t G c_0 + \rho t + \sum_{iG1}^{n} b_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{iG1}^{n} d_i \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{iG1}^{n} e_i \Delta \ln EX_{t-i}$$

1- Unrestricted Intercept; No Trend.
2- Unrestricted Intercept; Restricted Trend.
3- Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend.

www.SID.ir
Archive of SID

$$+\sum_{iG1}^{n} f_i \Delta \ln GFK_{t-i} + \sum_{iG1}^{n} f_i \Delta \ln LF_{t-i} + \mu_1 \ln GDP_{t-1} + \mu_2 \ln EC_{t-1} + \mu_3 \ln EX_{t-1}$$

$$+\mu_4 \ln GFK_{t-1} + \mu_5 \ln LF_{t-1} + \Omega_i DU_i + u_t \qquad (۴)$$

که در آن $\Omega_i DU_i$ نمایانگر متغیرهای موهومی استفاده شده می‌باشد. نقاط شکست متفاوتی که در آزمون ریشه‌ی واحد بای و پرون (۲۰۰۳) و لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) مشخص شده‌اند، در الگوی ARDL اولیه‌ای تخمین زده می‌شوند و از میان آن‌ها بهترین نقاط شکست که به تصریح هرچه بهتر و پایداری مدل رگرسیونی کمک کنند و هم‌چنین معنی‌دار نیز باشند، به مدل نهایی اضافه خواهند شد. به منظور تعیین بهترین تصریح مدل و تعداد وقفه‌های بهینه، با توجه به محدود بودن حجم نمونه، از معیار شوارتز بیژین (SBC)[1] با حداکثر دو وقفه استفاده می‌شود که برای داده‌های سالیانه با حجم کم مناسب است (پسران و اسمیت[2]، ۱۹۹۸).

در مرحله بعد و در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، ضرایب بلندمدت و ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت آنها به ترتیب با استفاده از مدل ARDL شرطی و الگوی پویای ECM تخمین زده می‌شوند.

۴- یافته‌های تحقیق

دوره‌ی زمانی مورد مطالعه به دلیل در دسترس نبودن آمار و اطلاعات مربوط به بعضی از متغیرها از سال ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۶ انتخاب شده است.

آزمون شکست ساختاری

پیش از برآورد آزمون کرانه‌ها و ضرایب مدل مورد مطالعه، لازم است تا با استفاده از مجموعه آزمون‌های معرفی شده در بای و پرون (۲۰۰۳) که در آن‌ها فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در مقابل فرضیه عدم، مبنی بر وجود حداکثر ۵ شکست ساختاری درون‌زا آزمون شود[3]. نتایج این آزمون که در جدول ۳ گزارش شده است، نشان می‌دهد که بر اساس آماره‌های BIC و LWZ، حداقل دو شکست در تمامی متغیرها

1- Schwarz Bayesian Criterion.

2- Pesaran& Smith.

۳- حیدری و پروین (۲۰۰۸)، این آزمون را مورد استفاده قرار داده و فرآیند آن را به طور منسجمی توضیح داده اند.

www.SID.ir

وجود دارد. آماره‌ی WD_{max} نیز برای تمامی متغیرها به استثنای متغیر تشکیل سرمایه‌ی ثابت،وجود حداقل یک شکست را نشان می‌دهد. علاوه بر این، به‌جز متغیر تشکیل سرمایه‌ی ثابت، در سایر متغیرها آزمون $supF_T$ وجود ۵ شکست درون‌زا را در سطح معنی‌داری یک درصد نشان می‌دهد، اما آزمون supF شرطی فقط وجود شکست برای صادرات غیر نفتی را گزارش می‌دهد و در سایر متغیرها نقاط شکست معنی‌داری را گزارش نکرده است. نکته‌ی حائز اهمیت معنی‌دار بودن شکست ساختاری در تمامی آزمون‌های مورد استفاده برای صادرات غیرنفتی می‌باشد، بنابراین وجود نقاط شکست ساختاری در روند سری‌های زمانی مورد مطالعه به نظر قطعی می‌رسد.

جدول ۳- نتایج آزمون شکست ساختاری بای و پرون (۲۰۰۳)

آماره					
$supF_T(1)$	۰/۴۶۹۰	۰/۲۶۹۹	۱۵/۵۹۴۷***	۰/۵۲۱۹	۰/۰۰۰۸
$supF_T(2)$	۰/۵۹۵۲	۰/۶۱۲۳	۱۶/۸۷۱۲***	۳/۰۲۷۲	۰/۰۴۲۲
$supF_T(3)$	۳/۳۵۴۶	۱/۱۸۶۶	۱۸/۹۶۳۹***	۲/۲۳۴۲	۲/۴۱۲۱
$supF_T(4)$	۴/۶۵۷۵*	۸/۰۷۹۴***	۲۱/۹۶۲۹***	۳/۹۰۳۸	۳/۰۵۰۶
$supF_T(5)$	۵/۷۷۱۷***	۴۱/۰۰۴۰***	۵۴/۷۹۲۹***	۳/۲۶۰۸	۴/۹۶۸۸***
UD_{max}	۵/۷۷۱۷	۴۱/۰۰۴۰***	۵۴/۷۹۲۹***	۳/۹۰۳۸	۴/۹۶۸۸
WD_{max}	۱۴/۴۴۶۹***	۱۰۲/۶۳۵۳***	۱۳۷/۱۴۹۷***	۶/۶۱۵۷	۱۰/۹۰۳۴**
supF(2|1)	۰/۹۳۶۳	۱/۸۰۱۷	۱۴/۴۲۰۸***	۵/۵۶۳۳	۰/۴۲۶۴
supF(3|2)	۸/۷۷۵۹	۸/۷۰۳۶*	۱۵/۳۱۴۸***	۰/۸۹۹۲	۱/۰۷۱۸
supF(4|3)	۱/۱۰۲۵	۰/۴۴۹۷	۱۵/۳۱۴۸***	۰/۴۶۳۸	۰/۲۹۲۹
supF(5|4)	۱/۴۵۹۳	---	۱۰/۰۷۷۰	۰/۵۵۶۹	---
حداکثر نقاط شکست بر اساس آماره‌ی BIC	۳	۴	۵	۲	۵
حداکثر نقاط شکست بر اساس آماره‌ی LWZ	۳	۴	۴	۲	۵

توجه: ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.
مأخذ: نتایج تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

آزمون مانایی با لحاظ شکست ساختاری

از آنجا که مجموعه آزمون‌های بای و پرون (۲۰۰۳) وجود شکست‌های ساختاری در روند متغیرهای مورد مطالعه در این تحقیق را نشان داد، قدرت آزمون‌های کلاسیک ریشه واحد مثل دیکی-فولر در تعیین درجه جمعی متغیرها کاهش می‌یابد و استفاده از آن‌ها ممکن است نتایج گمراه کننده‌ای را ارائه نمایند[1]. بنابراین ضرورت می‌یابد از آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درونزای لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) استفاده شود. در جدول (۴) نتایج آزمون لی و استرازیسیچ که بر پایه‌ی آزمون حداقل ضریب لاگرانژ (LM)[2] استوار است، ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمامی متغیرهای تحت بررسی پس از در نظر گرفتن دو شکست به صورت درون‌زا در سطح مانا شده‌اند، بدین معنی که این متغیرها جمعی از درجه‌ی I(0) می‌باشند.

جدول ۴- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد لی و استرازیسیچ

	شکست اول	شکست دوم	وقفه‌ی بهینه	آماره‌ی آزمون	نتیجه
$\ln GDP_t$	۱۳۵۷	۱۳۶۴	۳	-۵/۷۶۰**	I(0)
$\ln EC_t$	۱۳۵۷	۱۳۷۵	۲	-۶/۰۲۶***	I(0)
$\ln EX_t$	۱۳۶۳	۱۳۸۰	۷	-۵/۸۴۷***	I(0)
$\ln GFK_t$	۱۳۶۲	۱۳۶۶	۸	-۵/۴۸۹**	I(0)
$\ln LF_t$	۱۳۶۸	۱۳۸۰	۸	-۶/۷۱۵***	I(0)

مقادیر بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به‌ترتیب برابر ۵/۸۲-، ۵/۲۸- و ۴/۹۸- می‌باشند (لی و استرازیسیچ، ۲۰۰۳). ***، ** و * معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.
مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج آزمون کرانه‌ها

در ابتدا و به منظور بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه، نتایج حاصل از برآورد سه سناریوی عنوان شده در آزمون کرانه ها، به وسیله‌ی تخمین زن

۱- نتایج آزمون‌های کلاسیک ریشه واحد PP و KPSS بررسی شده برای متغیرهای استفاده شده در این مطالعه یک نتیجه مشخص در رابطه با درجه جمعی متغیرها ارائه نمی‌دهند. به نحوی که نتایج ترکیب‌های متفاوتی از درجه جمعی I(0) و I(1) ارائه میدهند، اما مسلماً جمعی از درجه I(2) نیستند و این مسئله ادامه مراحل تحقیق و استفاده از تکنیک آزمون کرانه‌ها در مطالعه حاضر را ممکن می‌سازد.

2- Lagrange Multiplier.

www.SID.ir

حداقل مربعات معمولی، مقادیری از آماره‌ی F را برای بررسی فرضیه‌ی صفر (به‌عنوان مثال فرضیه‌ی صفر در معادله‌ی (۲)، $H_0: \gamma_Y\ G\ \gamma_2\ G\ \gamma_3\ G\ \gamma_4\ G\ \gamma_5\ G\ 0$)، که معنی‌داری ضرایب وقفه‌های اول متغیرهای سناریوهای فوق می‌باشد و بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها دلالت می‌کند، در مقابل فرضیه‌ی عدم (به‌عنوان مثال فرضیه‌ی عدم در معادله‌ی (۲)، $H_Y: \gamma_Y \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq \gamma_5 \neq 0$) مبنی بر وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مدل ارائه می‌دهد. بدین منظور آزمون کرانه‌ها دو مقدار بحرانی ارائه کرده است، مقدار بحرانی کرانه‌ی بالا با فرض این‌که تمام متغیرهای مستقل جمعی از درجه‌ی I(1) باشند و دیگری مقدار بحرانی کرانه‌ی پایین با فرض این‌که تمام متغیرهای مستقل جمعی از درجه‌ی I(0) باشند. در صورتی که مقدار آماره‌ی F محاسبه شده بزرگ‌تر از کرانه‌ی بالا باشد، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود که بر وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها دلالت می‌کند. اما اگر آماره‌ی F محاسبه شده پایین‌تر از کرانه‌ی پایین قرار بگیرد، فرضیه‌ی صفر رد نمی‌شود و لذا رابطه‌ی بلند مدت میان متغیرها وجود ندارد. ولی در شرایطی که آماره‌ی F محاسبه شده بین این دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود یا عدم وجود بردار هم‌جمعی میان متغیرها نمی‌باشد. در این تحقیق آماره‌های F محاسباتی با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط نارایان[1] (۲۰۰۵)که برای آزمون کرانه‌ها در نمونه‌های با حجم کم (نمونه-های کم‌تر از ۸۰ داده) محاسبه شده، مقایسه می‌شوند.

جدول ۵- نتایج آزمون کرانه‌ها

معادله	آماره‌ی **F**		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
F_{lnGDP} **G** (lnGDP/lnEC, lnEX, lnGFK, lnLF)	۶/۶۶۴***	۶/۶۷۱***	۶/۸۷۶**
F_{lnEC} **G** (lnEC/lnGDP, lnEX, lnGFK, lnLF)	۰/۹۷۷	۰/۹۷۵	۱/۱۴۶
F_{lnEX} **G** (lnEX/lnGDP, lnEC, lnGFK, lnLF)	۱۴/۷۳۷***	۱۱/۸۴۴***	۱۳/۱۲۳***
F_{lnGFK} **G** (lnGFK/lnGDP, lnEC, lnEX, lnLF)	۶/۲۰۵**	۵/۴۵۰**	۶/۰۹۲**
F_{lnLF} **G** (lnLF/lnGDP, lnEC, lnEX, lnGFK)	۵/۴۲۴**	۵/۲۰۱**	۵/۲۴۸**

توجه: ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.
مأخذ: نتایج تحقیق

1- Narayan.

www.SID.ir
Archive of SID

برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت

به منظور برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل رگرسیونی که در آن تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته است، در ابتدا الگوی ARDL(1, 1, 0, 1, 0) به‌عنوان الگوی بهینه بر اساس آماره‌ی SBC انتخاب می‌شود. هم‌چنین وارد کردن متغیر موهومی برای جنگ تحمیلی در سال ۱۳۵۹ در مدل رگرسیونی فوق معنی‌دار بوده و منجر به بهبود آماره‌ی SBC شده است. برای ایجاد متغیر موهومی مربوط به جنگ تحمیلی ($DU59$)، برای سال‌های قبل از سال ۱۳۵۹، عدد صفر و برای سال‌های پس از آن عدد یک لحاظ شده است. در جداول (۶) و (۷) نیز ضرایب بلندمدت و نتایج تخمین مدل ECM گزارش شده است.

جدول ۶- برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL(1, 1, 0, 1, 0) در حالتی‌که lnGDP، متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال
lnEC	۰/۲۶۴	۰/۰۹۳	۲/۸۲۶	۰/۰۰۸
lnEX	-۰/۰۰۶	۰/۰۲۹	-۰/۲۲۹	۰/۸۲۰
lnGFK	۰/۲۴۶	۰/۰۵۹	۴/۱۳۷	۰/۰۰۰
lnLF	۰/۵۳۰	۰/۲۰۸	۲/۵۳۸	۰/۰۱۶
C	۳/۳۴۱	۱/۴۱۵	۲/۳۶۱	۰/۰۲۵
DU59	-۰/۲۹۴	۰/۰۹۷	-۳/۰۰۷	۰/۰۰۵

توجه: DU59 متغیر موهومی جنگ تحمیلی در سال ۱۳۵۹و C عرض از مبدأ می‌باشد.
مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج ارائه شده در جدول (۶) نشان می‌دهند که ضرایب بلندمدت تمامی متغیرها، به استثنای صادرات غیر نفتی، مطابق انتظارات تئوریکی در سطح بالایی معنی‌دار شده‌اند. از آن‌جا که سهم صادرات غیر نفتی از تولید ناخالص داخلی بسیار ناچیز بوده و عمده درآمدهای صادراتی کشور از طریق صادرات نفت خام حاصل شده است، بی معنی شدن ضریب صادرات غیر نفتی و عدم تأثیرگذاری آن بر تولید ناخالص داخلی دور از انتظار نبوده است و منطقی به نظر می‌رسد، لذا می‌توان عنوان کرد که فرضیه‌ی رشد صادرات پایه (ELG) در ایران موضوعیت ندارد. مصرف انرژی با ضریب معنی‌دار ۰/۲۶ بر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت تأثیرگذار است، بدین معنی که با ۱ درصد افزایش در

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف انرژی، به طور متوسط تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۲۶ درصد افزایش خواهد یافت، لذا ساختار تولیدی و اقتصادی کشور به مصرف انرژی وابستگی داشته و لازم است در به‌کارگیری سیاست‌هایی که تداوم عرضه و مصرف انرژی را با محدویت مواجه می‌کنند با احتیاط عمل شود. متغیرهای تشکیل سرمایه‌ی ثابت و اشتغال نیز به ترتیب با ضرایب ۰/۲۴ و ۰/۵۳ بر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت تأثیرگذار هستند. از نکات جالب توجه در ضرایب گزارش شده تأثیرگذاری بسیار بیش‌تر و قابل توجه اشتغال می‌باشد، به طوری که با ۱ درصد افزایش در اشتغال، به‌طور متوسط تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۵۳ درصد افزایش خواهد یافت.

جدول ۷- برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL(1, 1, 0, 1, 0) در حالتی‌که lnGDP متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال
ΔlnEC	۰/۴۰۷	۰/۱۲۸	۳/۱۶۶	۰/۰۰۳
ΔlnEX	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۴	-۰/۲۳۴	۰/۸۱۶
ΔlnGFK	۰/۲۴۲	۰/۰۴۶	۵/۱۶۰	۰/۰۰۰
ΔlnLF	۰/۲۶۷	۰/۰۸۴	۳/۱۷۶	۰/۰۰۳
ΔC	۱/۶۸۲	۱/۰۰۰	۱/۶۸۰	۰/۱۰۲
ΔDU59	-۰/۱۴۸	۰/۰۴۲	-۳/۵۱۱	۰/۰۰۱
ecm(−1)	-۰/۵۰۳	۰/۱۳۳	-۳/۷۷۶	۰/۰۰۱
R^2 G 0.81	$\overline{R^2}$ G 0.77	F(6,33) G 23.257 (0.000)		DW G 2/14

$DU59\theta$ ، متغیر موهومی جنگ تحمیلی در سال ۱۳۵۹و C عرض از مبدأ Δ نیز بیانگر تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق

در ادامه و در جدول (۷) نتایج برآورد پویای ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب جزء تصحیح خطای الگوی ARDL(1, 1, 0, 1, 0) ارائه شده است. در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت به‌جز صادرات غیر نفتی، ضرایب سایر متغیرها مطابق انتظارات تئوریکی در سطح بالایی معنی‌دار شده‌اند. نکته‌ی قابل ذکر بزرگ‌تر بودن ضریب مصرف انرژی نسبت به سایر متغیرها در کوتاه‌مدت می‌باشد، دلیل این امر نیز تولید کالاهای انرژی‌بر در کشور می‌باشد. به طوری که با فشار بر منابع انرژی به‌عنوان یکی از نهاده‌های مؤثر در فرایند تولید می‌توان شاهد افزایش قابل توجه تولید در کوتاه‌مدت بود. ضریب جزء تصحیح خطا نیز با علامت منفی و معنی‌دار مطابق انتظارات تئوریکی بوده و مؤید این

www.SID.ir
Archive of SID

مطلب است که نتایج آزمون کرانه‌ها مبنی بر وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها در این حالت صحیح می‌باشد. به علاوه این ضریب با مقدار ۰/۵۰ نشان می‌دهد، در صورت انحراف از تعادل بلندمدت در این مدل، به دو سال زمان نیاز است تا دوباره به تعادل بلندمدت برگردد.

ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مربوط به حالتی که صادرات غیر نفتی در آن متغیر وابسته است بر اساس الگوی ARDL (1, 1, 1, 0, 0) برآورد شده که نتایج تخمینی آن‌ها در جداول (۸) و (۹) آمده است. در این مدل وارد کردن متغیر موهومی برای تحریم ایران در سال ۱۳۶۶ و هم‌چنین متغیر موهومی دیگری برای یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، ضمن بهبود آماره‌ی SBC ، به پایداری مدل کمک شایان توجهی کرده‌اند. این مسئله در حالی است که عدم لحاظ نقاط شکست در این مدل سبب ایجاد برآوردهای رگرسیونی ناپایدار می‌شود[1]. به منظور ایجاد متغیرهای موهومی فوق، برای سال‌های قبل از تحریم ایران در سال ۱۳۶۶ و یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، عدد صفر و برای سال‌های پس از آن‌ها عدد یک لحاظ شده است.

جدول ۸- برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 1, 1, 0, 0) در حالتی‌که lnEX متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال
lnGDP	۴/۶۸۳	۱/۰۵۲	۴/۴۵۲	۰/۰۰۰
lnEC	-۱/۵۸۸	۰/۵۲۷	-۳/۰۰۷	۰/۰۰۶
lnGFK	۰/۰۳۲	۰/۵۱۵	۰/۰۶۴	۰/۹۴۹
lnLF	-۴/۰۱۰	۳/۵۳۳	-۱/۱۳۴	۰/۲۶۶
C	-۴/۹۰۱	۳۰/۸۵۶	-۰/۱۵۸	۰/۸۷۵
DU66	۲/۵۵۰	۰/۳۱۳	۸/۱۳۶	۰/۰۰۰
DU72	۰/۶۴۵	۰/۲۴۲	۲/۶۵۷	۰/۰۱۳
Trend	۰/۰۳۳	۰/۱۱۷	۰/۲۸۲	۰/۷۸۰

DU66، متغیر موهومی تحریم ایران در سال ۱۳۶۶، DU72 متغیر موهومی مربوط به یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، C عرض از مبدأ و Trend متغیر روند می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق

۱- برای این منظور آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMSQ مورد بررسی قرار گرفته‌اند که نتایج نشان می‌دهند لزوماً در صورت لحاظ کردن متغیرهای موهومی DU66 و DU72 مدل رگرسیونی برآورد شده پایدار می‌باشد. بدیهی است در صورت درخواست خوانندگان محترم، نتایج آزمون‌های پایداری در اختیار این عزیزان قرار خواهد گرفت.

www.SID.ir

جدول ۹- برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL (1, 1, 1, 0, 0) در حالتی‌که lnEX متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	tآماره‌ی	احتمال
ΔlnGDP	۰/۸۹۰	۱/۰۱۱	۰/۸۸۰	۰/۳۸۶
ΔlnEC	۱/۱۱۲	۰/۹۶۱	۱/۱۵۶	۰/۲۵۷
ΔlnGFK	۰/۰۲۲	۰/۳۵۶	۰/۰۶۴	۰/۹۴۹
ΔlnLF	-۲/۷۷۹	۲/۳۴۵	-۱/۸۴۸	۰/۲۴۵
ΔC	-۳/۳۹۷	۲۱/۵۴۸	-۰/۱۵۷	۰/۸۷۶
ΔDU66	۱/۷۶۷	۰/۲۲۲	۷/۹۲۸	۰/۰۰۰
ΔDU72	۰/۴۴۷	۰/۱۸۲	۲/۴۵۶	۰/۰۲۰
ΔTrend	۰/۰۲۲	۰/۰۸۰	۰/۲۸۵	۰/۷۷۷
ecm(−1)	-۰/۶۹۳	۰/۰۹۰	-۷/۶۲۳	۰/۰۰۰
R^2 G 0.81	**$\bar{R}^2$ G 0.77**	**F(6,33) G 23.257 (0.000)**		**DW G 2.14**

DU66، متغیر موهومی تحریم ایران در سال ۱۳۶۶، DU72 متغیر موهومی مربوط به یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، C عرض از مبدأ و Trend متغیر روند می‌باشند. Δ نیز بیانگر تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق

تولید ناخالص داخلی با ضریب قابل توجه ۴/۶۸ در سطح بالایی معنی‌دار شده است، بدین صورت که با ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، به‌طور متوسط ۴/۶۸ درصد صادرات غیرنفتی در بلندمدت افزایش خواهد یافت. این نتیجه فرضیه‌ی صادرات رشد پایه (GLE) را برای ایران به اثبات می‌رساند. اگرچه ضریب مصرف انرژی نیز معنی‌دار شده است، اما با علامت منفی بر صادرات غیر نفتی تأثیرگذار است. دلیل آن نیز می‌تواند در ترکیب محصولات صادرات غیرنفتی کشور نهفته باشد، چرا که سهم محصولات پتروشیمی از صادرات غیرنفتی کشور به ویژه در یک دهه‌ی اخیر بسیار قابل توجه بوده و روند صعودی و شتابانی نیز داشته است، لذا افزایش مصرف انرژی در سایر بخش‌های اقتصادی کشور منجر به کاهش توان صادرات محصولات پتروشیمی به‌عنوان یکی از عمده‌ترین محصولات صادراتی کشور می‌شود. بی معنی شدن ضرایب متغیرهای تشکیل سرمایه‌ی ثابت و اشتغال، بر عدم تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری‌ها و فرصت‌های شغلی ایجاد شده بر صادرات غیرنفتی کشور دلالت می‌کند، لذا با توجه به این‌که توسعه‌ی صادرات غیرنفتی همواره به‌عنوان یکی از سیاست‌های کلیدی و حیاتی کشور مدنظر قرار داشته است، این مسئله تلاش هر چه بیش‌تر سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان

Archive of SID
www.SID.ir

اقتصادی کشور را نسبت به سرمایه‌گذاری‌ها و ایجاد فرصت‌های شغلی متناسب با مزیت نسبی کشور در راستای توسعه‌ی صادرات غیرنفتی می‌طلبد.

جدول (۹)، نشان می‌دهد ضرایب تخمینی تمامی متغیرها در کوتامدت بی معنی هستند. این مسئله بدین دلیل است که اهم محصولات صادراتی کشور محصولات پتروشیمی، خشکبار و خدمات می‌باشند که گسترش تولید و ارائه‌ی آن‌ها به بازار نیازمند ایجاد زیر ساخت‌ها و سرمایه‌گذاری‌هایی می‌باشد که در طی یک پروسه‌ی زمانی کوتاه‌مدت امکان‌پذیر نخواهد بود. ضریب جزء تصحیح خطا نیز در این مدل با علامت منفی و مطابق انتظارات تئوریکی معنی‌دار شده است که نشان می‌دهد رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها در این حالت وجود دارد. هم‌چنین این ضریب با مقدار ۰/۶۹ نشان می‌دهد که در صورت وجود انحراف از تعادل بلندمدت، در هر دوره به میزان ۰/۶۹ از آن جبران و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شود.

در ادامه ضرایب بلندمدت و الگوی تصحیح خطا مربوط به حالتی که تشکیل سرمایه‌ی ثابت به‌عنوان متغیر وابسته قرار می‌گیرد، تخمین زده می‌شوند. بدین منظور الگوی بهینه‌ی ARDL (2, 0, 0, 1, 2) براساس آماره‌ی SBC انتخاب شده است و هم‌چنین وارد کردن متغیر موهومی برای تحریم ایران در سال ۱۳۶۶ در الگوی فوق معنی‌دار بوده و منجر به بهبود آماره‌ی SBC شده است. به منظور ایجاد متغیر موهومی DU66 برای سال‌های قبل از ۱۳۶۶، عدد صفر و برای سال‌های پس از آن عدد یک قرار داده شده است.

جدول ۱۰- برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL (2, 0, 0, 1, 2) در حالتی‌که lnGFK متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال
lnGDP	۱/۳۱۲	۰/۴۱۰	۳/۱۹۷	۰/۰۰۳
lnEC	-۰/۱۴۵	۰/۱۶۹	-۰/۸۵۶	۰/۳۹۹
lnEX	-۰/۰۴۱	۰/۰۶۵	-۰/۶۳۰	۰/۵۳۴
lnLF	۰/۳۳۱	۰/۴۵۰	۰/۷۳۶	۰/۴۶۸
C	-۷/۰۰۵	۲/۸۲۸	-۲/۴۷۶	۰/۰۲۰
DU66	-۰/۳۵۶	۰/۱۸۱	-۱/۹۶۷	۰/۰۵۹

DU66، متغیر موهومی تحریم ایران در سال ۱۳۶۶ و C عرض از مبدأ می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق

www.SID.ir

نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت الگوی ARDL (2, 0, 0, 1, 2) که در آن تشکیل سرمایه‌ی ثابت متغیر وابسته است در جدول (۱۰) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی با ضریب مثبت ۱/۳۱ در سطح بالایی معنی‌دار شده و بر تشکیل سرمایه‌ی ثابت تأثیرگذار است. بدین معنی که با ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، تشکیل سرمایه به طور متوسط به میزان ۱/۳۱ درصد افزایش می‌یابد، اما متغیرهای مصرف انرژی، صادرات غیر نفتی و اشتغال در بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر تشکیل سرمایه ندارند. ضریب متغیر موهومی مربوط به تحریم ایران در سال ۱۳۶۶ نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر تشکیل سرمایه‌ی ثابت داشته است که مطابق انتظارات می‌باشد.

جدول ۱۱- برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL (2, 0, 0, 1, 2) در حالتی‌که lnGFK متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	tآماره‌ی	احتمال
$\Delta \mathbf{lnGFK(-1)}$	۰/۱۹۷	۰/۱۰۵	۱/۸۷۰	۰/۰۷۱
$\Delta \mathbf{lnGDP}$	۰/۹۸۳	۰/۳۳۸	۲/۹۰۴	۰/۰۱۷
$\Delta \mathbf{lnEC}$	-۰/۱۰۹	۰/۱۲۲	-۰/۸۸۷	۰/۳۶۴
$\Delta \mathbf{lnEX}$	۰/۰۶۸	۰/۰۶۸	۱/۰۰۷	۰/۰۰۷
$\Delta \mathbf{lnLF}$	۴/۱۲۸	۱/۷۴۷	۲/۳۶۲	۰/۰۰۲
$\Delta \mathbf{lnLF(-1)}$	۴/۸۱۵	۱/۷۵۳	۲/۷۴۵	۰/۰۱۵
$\Delta \mathbf{C}$	-۵/۲۴۹	۲/۰۶۹	-۲/۵۳۶	۰/۰۶۲
$\Delta \mathbf{DU66}$	-۰/۲۶۷	۰/۱۴۲	-۱/۸۷۱	۰/۱۰۲
$\mathbf{ecm(-1)}$	-۰/۷۴۹	۰/۰۹۹	-۷/۵۶۸	۰/۰۱۹
$\mathbf{R^2\ G\ 0.80}$	$\mathbf{\overline{R}^2\ G\ 0.73}$	$\mathbf{F(8,30)\ G\ 14.552\ (0.000)}$		$\mathbf{DW\ G\ 2.42}$

DU66، متغیر موهومی تحریم ایران در سال ۱۳۶۶ و C عرض از مبدأ می‌باشد. Δ نیز بیانگر تفاضل مرتبه‌ی اول است.

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول (۱۱) نیز نشان می‌دهد که ضرایب کوتاه‌مدت مربوط به وقفه‌ی اول تشکیل سرمایه، تولید ناخالص داخلی و اشتغال و وقفه‌ی اول آن تأثیر معنی‌داری بر تشکیل سرمایه دارند، اما مصرف انرژی و صادرات غیر نفتی در کوتاه‌مدت نیز تأثیر معنی‌داری بر تشکیل سرمایه ندارند. مهم‌ترین پارامتر

www.SID.ir
Archive of SID

تخمینی در الگوی تصحیح خطا، یعنی ضریب جزء تصحیح خطا با مقدار ۰/۷۴ و علامت مورد انتظار تئوریکی در سطح بالایی معنی‌دار شده است. بدین معنی که در صورت انحراف از تعادل بلندمدت، در هر دوره، مقدار ۷۴ درصد از آن جبران و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌شود.

در نهایت ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مربوط به حالتی که اشتغال به‌عنوان متغیر وابسته قرار می‌گیرد، تخمین‌زده می‌شوند. بدین منظور الگوی بهینه‌ی ARDL(1,1,0,0, 2) براساس آماره‌ی SBC انتخاب شده است که در آن لحاظ کردن متغیر موهومی مربوط به تحریم ایران در سال ۱۳۶۱ معنی‌دار بوده و منجر به بهبود آماره‌ی SBC شده است. در متغیر موهومی DU61، برای سال‌های قبل از ۱۳۶۱، عدد صفر و برای سال‌های پس از آن عدد یک قرار گرفته است.

جدول ۱۲- برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 1, 0, 0, 2) در حالتی‌که lnLF متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	احتمال
lnGDP	-۰/۴۰۴	۰/۲۵۲	-۱/۶۰۲	۰/۱۲۰
lnEC	۰/۲۰۷	۰/۱۳۵	۱/۵۳۴	۰/۱۳۶
lnEX	۰/۰۱۵	۰/۰۱۹	۰/۸۰۰	۰/۴۳۰
lnGFK	۰/۲۵۲	۰/۱۲۳	۲/۰۴۸	۰/۰۵۰
C	۹/۸۵۹	۱/۳۷۲	۷/۱۸۱	۰/۰۰۰
DU61	-۰/۰۹۶	۰/۰۵۶	-۱/۷۰۱	۰/۱۰۰
Trend	۰/۰۲۳	۰/۰۰۵	۴/۲۳۱	۰/۰۰۰

DU61 ، متغیر موهومی تحریم ایران در سال ۱۳۶۱، Trend متغیر روند و C عرض از مبدأ می‌باشد.
مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج تخمینی ضرایب بلندمدت الگوی ARDL (1, 1, 0, 0, 2) فوق در جدول (۱۲) نشان می‌دهد که تشکیل سرمایه‌ی ثابت با ضریب مثبت و مقدار ۰/۲۵ تأثیر معنی‌داری بر اشتغال دارد، بدین معنی که ۱ درصد افزایش در تشکیل سرمایه به طور متوسط منجر به افزایش ۰/۲۵ درصد در اشتغال خواهد شد. سایر متغیرهای موجود در مدل تأثیر بلندمدت و معنی‌داری بر اشتغال ندارند، لذا می‌توان عنوان کرد که تخصیص و

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف انرژی و نیز صادرات غیر نفتی در راستای اهداف افزایش اشتغال در کشور نمی‌باشند.

جدول ۱۳- برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL (1, 1, 0, 0, 2) در حالتی‌که lnLF متغیر وابسته است.

متغیر	ضریب	انحراف معیار	tآماره‌ی	احتمال
ΔlnGDP	۰/۰۷۰	۰/۰۳۰	۲/۲۹۸	۰/۰۲۹
ΔlnEC	۰/۰۳۸	۰/۰۱۴	۲/۶۳۵	۰/۰۱۷
ΔlnEX	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۹۲۰	۰/۳۶۴
ΔlnGFK	۰/۰۳۵	۰/۰۱۲	۲/۹۲۳	۰/۰۰۷
ΔlnGFK(−1)	-۰/۰۳۳	۰/۰۰۹	-۳/۳۸۵	۰/۰۰۲
ΔC	۱/۸۰۵	۰/۷۰۰	۲/۵۷۶	۰/۰۱۵
ΔDU61	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۹	-۱/۹۴۱	۰/۰۶۲
ΔTrend	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۱/۶۸۷	۰/۱۰۲
ecm(−1)	-۰/۱۸۳	۰/۰۷۳	-۲/۴۷۶	۰/۰۱۹
R^2 G 0.75	**$\overline{R}^2$ G 0.66**	**F(8,30) G 10.842 (0.000)**		**DW G 2.36**

DU61، متغیر موهومی تحریم ایران در سال ۱۳۶۱، Trend متغیر روند و C عرض از مبدأ و Δ نیز بیانگر تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشد.
مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج تخمینی الگوی تصحیح خطای الگوی ARDL (1, 1, 0, 0, 2) فوق در جدول (۱۳) بیانگر این مسئله است که در کوتاه‌مدت تمامی متغیرهای توضیحی به جز صادرات غیر نفتی، تأثیر معنی‌داری بر اشتغال دارند. البته مقدار عددی ضرایب برآورد شده بسیار کوچک می‌باشد که گویای تأثیرگذاری بسیار ناچیز این متغیرها بر اشتغال در کوتاه‌مدت است. ضریب جزء تصحیح خطا نیز که بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت می‌باشد با علامت مورد انتظار تئوریکی و با مقدار ۰/۱۸ معنی‌دار است، لذا در صورت انحراف از تعادل بلندمدت در این مدل، حدود ۵/۵ سال زمان لازم است تا دوباره به تعادل بلندمدت بازگردد.

Archive of SID
www.SID.ir

آزمون برون‌زایی بلوکی[1]

در این قسمت به منظور بررسی برون‌زایی ضعیف و جهت رابطه‌ی علیت میان متغیرهای استفاده شده در مدل، به بررسی آزمون برون‌زایی بلوکی پرداخته می‌شود. این آزمون برای هر یک از متغیرها مقادیری از آمار خی‌دو (χ^2) را به منظور بررسی فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود برون‌زایی ضعیف ارائه می‌دهد. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱۴) ارائه شده است. این نتایج نشان می‌دهد در حالتی که تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته است، متغیرهای مصرف انرژی و نیروی کار برون‌زای ضعیف می‌باشند. اما در حالتی که مصرف انرژی، متغیر وابسته می‌باشد، هیچ کدام از متغیرها برون‌زا نمی‌باشند و لازم به ذکر است که نتایج آزمون کرانه‌ها نیز عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت در این حالت را نشان می‌دهد. در حالتی که صادرات غیر نفتی متغیر وابسته می‌باشد، متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تشکیل سرمایه برون‌زای ضعیف می‌باشند و در شرایطی که تشکیل سرمایه به‌عنوان متغیر وابسته قرار می‌گیرد، متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی برون‌زای ضعیف می‌باشند. اما در

جدول ۱۴- نتایج آزمون برون‌زایی بلوکی

متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی				
lnGDP	...	۴/۲۰۰ (۰/۰۴۰)	۰/۹۶۷ (۰/۳۲۵)	۰/۰۴۴ (۰/۸۳۲)	۶/۶۸۳ (۰/۰۰۹)
lnEC	۰/۳۹۶ (۰/۵۲۹)	...	۰/۱۵۵ (۰/۶۹۳)	۰/۱۳۱ (۰/۷۱۶)	۲/۰۱۸ (۰/۱۵۵)
lnEX	۳/۷۰۸ (۰/۰۵۴)	۲/۰۴۱ (۰/۱۵۳)	...	۴/۰۳۱ (۰/۰۴۴)	۰/۴۵۳ (۰/۵۰۰)
lnGFK	۶/۳۸۴ (۰/۰۱۱)	۶/۲۰۵ (۰/۰۱۲)	۰/۵۰۹ (۰/۴۷۵)	...	۰/۸۳۲ (۰/۳۶۱)
lnLF	۰/۱۱۷ (۰/۷۳۱)	۰/۲۸۲ (۰/۵۹۴)	۰/۷۱۸ (۰/۳۹۶)	۰/۰۱۵ (۰/۹۰۰)	...

مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال را نشان می‌دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق

1- Block Exogeneity.

www.SID.ir

شرایطی که اشتغال به‌عنوان متغیر وابسته قرار می‌گیرد، متغیرهای موجود در مدل رابطه‌ی برون‌زایی با آن ندارند. اگرچه نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را در این حالت نشان داده است، اما تنها ضریب بلندمدت مربوط به تشکیل سرمایه معنی‌دار بوده و ضریب جزء تصحیح خطا نیز مقدار ناچیز ۰/۱۸- می‌باشد. نتایج آزمون برون‌زایی بلوکی علاوه بر تعیین برون‌زایی ضعیف، بر وجود رابطه‌ی علیت گرنجری که هم‌سو با نتایج برون‌زایی نیز می‌باشد، دلالت می‌کند.

مقایسه‌ی نتایج به‌دست آمده با نتایج سایر مطالعات

در ادامه به طور خلاصه به مرور اهم نتایج حاصل از این مطالعه و مقایسه‌ی آن‌ها با نتایج سایر مطالعات انجام شده در داخل کشور پرداخته می‌شود. اولاً، در مطالعه‌ی حاضر رابطه‌ی یک طرفه‌ای از مصرف انرژی به رشد اقتصادی حاصل شده است که هم‌سو با نتایج مطالعات ملکی (۱۳۷۸)، حسنی صدر آبادی و همکاران (۱۳۸۶) و دیلمی نژاد و استاد حسین (۱۳۸۹) می‌باشد، اما در طرف مقابل، مطالعه‌ی قبادی (۱۳۷۶) هیچ گونه رابطه‌ای بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را نشان نمی‌دهد و در مطالعه‌ی مهرآرا (۲۰۰۷) نیز رابطه‌ی یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی برای یازده کشور صادرکننده‌ی نفت که ایران نیز جزء آن‌ها می‌باشد، گزارش شده است. به علاوه در مطالعه‌های ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) و نجار زاده و عباس محسن (۱۳۸۳)، رابطه‌ی دو طرفه وجود دارد. ثانیاً، مطالعه‌ی حاضر رابطه‌ی یک طرفه‌ای از رشد اقتصادی به صادرات غیر نفتی را نیز گزارش کرده است. در همین راستا پهلوانی و همکاران (۲۰۰۵) نیز نشان داده‌اند که صادرات غیر نفتی بر رشد اقتصادی تأثیر ناچیزی دارد. در مطالعه‌ی دیگری اکبری و کریمی هسنیجه (۱۳۷۹)، عدم تأثیرگذاری صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی را گزارش کرده‌اند، اما برخلاف نتایج مطالعات ذکر شده، توکلی و هاشمیان (۱۳۷۸) وجود رابطه‌ی یک طرفه از صادرات غیر نفتی به رشد اقتصادی را نشان داده‌اند. لازم به ذکر است که مطالعات دیگری نیز رابطه‌ی صادرات نفتی و یا کل صادرات را با رشد اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند که در این حالت رابطه‌ی یک طرفه از صادرات به رشد اقتصادی و یا رابطه‌ی دو طرفه بین صادرات و رشد اقتصادی گزارش شده است (به‌عنوان مثال: متوسلی، ۱۳۷۸؛ حیدریان و سقائیان نژاد، ۱۳۷۹؛ اقبالی و همکاران، ۱۳۸۲ و عطر کارروشن، ۱۳۸۶). ثانیاً، در مطالعه‌ی حاضر متغیرهای اشتغال و نیروی

Archive of SID
www.SID.ir

کار تأثیر قابل توجه مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند، در حالی که به‌جز مطالعه‌ی ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) که مصرف فرآورده‌های نفتی را مورد مطالعه قرار داده‌اند و نیز مطالعه‌ی بهبودی و همکاران (۱۳۸۵) که تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی را مطالعه کرده‌اند، در سایر مطالعات این متغیرها در بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی لحاظ نشده‌اند و تنها در چارچوب یک مدل دو متغیره این رابطه را مورد بررسی قرار داده‌اند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مقاله به بررسی رابطه‌ی پویای بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، صادرات غیر نفتی، تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص و اشتغال با استفاده از داده‌های سری زمانی ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶ پرداخته است. از آن‌جا که وجود شکست‌های ساختاری در روند سری زمانی مورد مطالعه محتمل به نظر می‌رسد، از مجموعه آزمون‌های معرفی شده در بای و پرون (۲۰۰۳) برای تعیین درون‌زای شکست‌های ساختاری و آزمون ریشه‌ی واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) برای بررسی مانایی متغیرهای مورد بررسی استفاده شده است. نقاط شکست حاصل شده از آزمون‌های مورد استفاده اغلب هم‌سو با دوران جنگ تحمیلی، تحریم‌های اقتصادی علیه ایران و نیز سال‌های اولیه‌ی دوران پس از جنگ می‌باشد. در ادامه به منظور بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه و برآورد پویای ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت آن‌ها از رویکرد آزمون کرانه‌ها و الگوی ECM که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) گسترش یافته، استفاده شده است.

نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت را در حالتی که متغیرهای تولید ناخالص داخلی و صادرات غیر نفتی به‌عنوان متغیر وابسته باشند، نشان می‌دهد. هم‌چنین الگوی پویای ECM نیز نتایج آزمون کرانه‌ها را دوباره تأیید کرده و مقدار ضریب جزء تصحیح خطا برای این حالت‌ها را به ترتیب برابر با ۰/۵۰ و ۰/۶۹ گزارش می‌کند. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت گویای تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار مصرف انرژی، تشکیل سرمایه‌ی ثابت و اشتغال بر تولید ناخالص داخلی در بلندمدت می‌باشد. نکته‌ی حائز اهمیت عدم تأثیرگذاری صادرات غیر نفتی بر تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد، اما در حالتی که صادرات غیر نفتی به‌عنوان متغیر

www.SID.ir

وابسته مد نظر قرار می‌گیرد، تولید ناخالص داخلی با ضریب قابل توجهی و به صورت مثبت و معنی‌دار بر صادرات تأثیرگذار می‌باشد.

در مجموع می‌توان بیان کرد که مصرف انرژی در بلندمدت، عامل تأثیرگذار بر فرایند رشد و تولیدات اقتصادی کشور است و لذا باید در به‌کارگیری سیاست‌های تحدید کننده‌ی مصرف و تداوم عرضه‌ی داخلی انرژی کاملاً با احتیاط عمل شود، اما صادرات غیر نفتی به‌عنوان یک عامل مؤثر در فرایند رشد اقتصادی کشور مطرح نبوده و حتی این رشد اقتصادی است که بستر توسعه‌ی صادرات غیر نفتی را در بلندمدت فراهم می‌کند، بنابراین فرضیه‌ی صادرات رشد پایه (GLE) در ایران موضوعیت دارد.

فهرست منابع

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر (۱۳۸۰)، بررسی رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده‌ی نفتی در ایران، مجله‌ی دانش و توسعه، شماره‌ی ۱۴، صص ۴۵-۱۱.

آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله (۱۳۸۴)، بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۱، فصل نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۲۴، صص ۱۴۳-۱۱۷.

آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله (۱۳۸۸)، مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، شماره‌ی ۲۱، صص ۹۲-۶۷.

اقبالی، علیرضا، حلافی، حمیدرضا و گسکری، ریحانه (۱۳۸۲)، صادرات نفت و رشد اقتصادی، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ویژه نامه‌ی پاییز و زمستان، شماره‌ی ۸۲، صص ۱۲۹-۱۰۹.

اکبری، محمدرضا و کریمی هسنیجه، حسین (۱۳۷۹). تأثیر رشد صادرات بر رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه، مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌ی ۵۲ و ۵۳، صص ۸۴-۶۳.

بهبودی، داود، اصغرپور، حسین و قزوینیان، محمد حسن (۱۳۸۸)، شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۴)، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، شماره‌ی سوم، صص ۸۴-۵۳.

Archive of SID
www.SID.ir

بهبودی، داود، متفکر آزاد، محمد علی و خلیل پور، افشین (۱۳۸۵)، بررسی رابطه‌ی تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی در ایران در دوره‌ی ۱۳۸۳-۱۳۴۶، پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، شماره‌ی ۲۲، صص ۳۶-۱۳.

توکلی، اکبر و هاشمیان اصفهانی، مسعود. (۱۳۷۸)، تأثیر صادرات بر صنایع کشور، پژوهش‌نامه‌ی بازرگانی، شماره‌ی ۱۰، صص ۵۲-۲۷.

حسنی صدر آبادی، محمد حسین، عماد الاسلام، هدیه و کاشمری، علی (۱۳۸۶)، بررسی رابطه‌ی علی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی (ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۰)، پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، شماره‌ی ۲۴، صص ۵۸-۳۱.

حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۰)، دلالت‌هایی بر آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۵۸، صص ۵-۳۰.

حیدری، حسن، نجارفیروزجایی، محمد؛ و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۰)، بررسی رابطه‌ی بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۵۹، صص ۱۷۵-۲۰۰.

حیدریان، حسن و سقائیان نژاد، سید حسین (۱۳۷۹)، تعیین ارتباط علی بین صادرات و رشد اقتصادی با استفاده از الگوهای VAR به روش رگرسیون به‌ظاهر غیر مرتبط تکراری (ISUR) در ایران، مجله‌ی علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، شماره‌ی ۳۰ و ۳۱، صص ۱۲۰-۹۷.

دیلمی نژاد، رضا و استاد حسین، رضا (۱۳۸۹)، بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و ارزش افزوده‌ی بخش‌های منتخب اقتصادی در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۵۵، صص ۱۴۰-۱۲۵.

شاکری، عباس و ملکی، امین (۱۳۸۹)، آزمون رابطه‌ی رشد صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی در ایران، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌ی ۵۶، صص ۲۶-۵.

طاهری فرد، احسان و رحمانی، علی (۱۳۷۶)، رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران، دومین همایش ملی انرژی ایران.

Archive of SID

www.SID.ir

عطر کارروشن، صدیقه (۱۳۸۶)، گسترش صادرات و رشد اقتصادی، شواهدی از ایران پس از انقلاب، پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، شماره‌ی ۲۶، صص ۱۳۴-۱۱۱.

قبادی، نسرین (۱۳۷۶)، بررسی رابطه‌ی علیت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی، دومین همایش ملی انرژی ایران.

ملکی، رضا (۱۳۷۸)، بررسی رابطه‌ی علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

نجار زاده، رضا و عباس محسن، اعظم (۱۳۸۳)، رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران، فصل نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، شماره‌ی ۲، صص ۸۱-۶۱.

Bai, J. & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, Journal of Applied Econometrics, 18(1), 1-22.

Bartleet, M & Gounder, R. (2010). Energy Consumption and Economic Growth in New Zealand: Results of Trivariate and Multivariate Models, Energy Policy, 36, 4600-4604.

Chandran, V. G. R., Sharma, S. & Madhavan, K. (2010). Electricity Consumption - Growth Nexus: The Case of Malaysia, Energy Policy, 38, 606-612.

Ghatak, S. & Siddiki, J. (2001). The Use of ARDL Approach in Estimating Virtual Exchange Rates in India, Journal of Applied Statistics, 11, 573–583.

Ghosh, S. (2009). Electricity Supply, Employment and Real GDP in India: Evidence from Cointegration and Granger-Causality Tests, Energy Policy, 37, 2926–2929.

Giles, JA. & Williams CL. (2000). Export-Led Growth: a Survey of the Empirical Literature and Some Non-Causality Results, Part1, Journal of International Trade and Economic Development, 9, 261-337.

Halicioglu, F. (2011). A Dynamic Econometric Study of Income, Energy and Exports in Turkey, Energy, 36, 3348-3354.

Heidari, H & Parvin, S. (2008). Modeling and Forecasting Iranian Inflation with Time Varying BVAR Models. Quarterly Iranian Economic Research. 36, 92-36.

Kraft, J & Kraft, A. (1978). On the Relationship between Energy and GNP, Journal of Energy Development, 3, 401– 403.

Archive of SID

www.SID.ir

Lean, H. H. & Smyth, R. (2010a). On the Dynamics of Aggregate Output, Electricity Consumption and Exports in Malaysia: Evidence from Multivariate Granger Causality Tests, Applied Energy, 87, 1963-1971.

Lean. H. H. & Smyth, R. (2010b). Multivariate Granger Causality between Electricity Generation, Exports, Prices and GDP in Malaysia, Energy, 35, 3640-3648.

Lee, C.C. & Chang, C.P. (2005). Structural Breaks, Energy Consumption, and Economic Growth revisited: Evidence from Taiwan, Energy Economics, 27, 857-872.

Lee, J. & Strazicich, M. (2003). Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks, The Review of Economics and Statistics, 85, 1082-1089.

Lumsdaine, R. L. & Papell, D.H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, Review of Economics and Statistics, 79(2), 212-218.

Mehrara, M. (2007). Energy Consumption and Economic Growth: the Case of Oil Exporting Countries, Energy Policy, 35, 2939–2945.

Narayan, P.K. (2005). the Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests, Applied Economics, 37, 1979- 1990.

Narayan, P. K. & Smyth, R. (2009). Multivariate Granger Causality between Electricity Consumption, Exports and GDP: Evidence from a Panel of Middle Eastern Countries, Energy Policy, 27, 229-236.

Odhiambo, M. N. (2009). Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Tanzania: an ARDL Bounds Testing Approach, Energy Policy, 37, 617-622.

Ozturk, I. (2010). A literature Survey on Economic Growth, Energy Policy, 38, 340-349.

Ozturk, I. & Acaravci, A. (2010).The Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ARDL Bound Testing approach, Applied Energy, 87, 1938-1943.

Ozturk, I. & Acaravci, A. (2011). Electricity Consumption and Real GDP Causality Nexus: Evidence from ARDL Bounds Testing Approach for 11 MENA Countries, Applied Energy, in press

Pahlavani, M., Wilson. E. & Worthington. A. C. (2005). Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model, Working Paper, University of Wollongong

Payne, J. E. (2010). Survey of the International Evidence on the Causal Relationship between Energy Consumption and Growth, Journal of Economic Studies, 37, 53-95.

Archive of SID

www.SID.ir

Peron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, Journal of Econometrica, 57, 1361-1401.

Pesaran, M. H. & Smith R. J. (1998). Structural Analysis of Cointegration VARS, Journal of economic surveys. 12, 471-505.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & R.J. Smith. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326.

Rufael, Y. W. (2010). Bounds Test Approach to Cointegration and Causality between Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in India, Energy Policy, 38, 52-58.

Stern, D.I. (2000). A multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy, Energy Economics, 22, 267–283.

Tang, T. C. (2003). Japanese Aggregate import Demand Function: Reassessment from 'Bound' Testing Approach, Japan and the World Economy, 15, 419–436.

Zamani, M. (2007). Energy Consumption and Economic Activities in Iran, Energy Economics, 29, 1135–1140.

Archive of SID

www.SID.ir