# تاثیر مصرف انرژی بر ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی کشاورزی، صنعت و خدمات در ایران: تحلیل مبتنی بر رویکرد پنل هم‌جمعی

عباس علوی راد*[۱]، رویا کانور[۲]

تاریخ دریافت:۹۳/۰۳/۲۵ تاریخ پذیرش:۹۳/۰۶/۱۵

**چکیده**

در این مقاله، تاثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی بدون نفت برای سه بخش اقتصاد ایران (کشاورزی، صنعت و خدمات) در دوره‌ی ۱۳۸۹-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار گرفته است. الگوی پایه‌ی مطالعه بر اساس مبانی نظری تابع تعمیم یافته‌ی نئوکلاسیک رشد اقتصادی و تحلیل‌های تجربی مبتنی بر آزمون‌های ریشه واحد پنل، آزمون‌های پنل هم‌جمعی و تخمین روابط بلندمدت پنل هم‌جمعی به‌کمک تخمین زننده‌های حداقل مربعات کاملا اصلاح شده(*FMOLS*) و حداقل مربعات پویا(*DOLS*) می‌باشند. نتایج حاکی از آن است که یک رابطه‌ی بلندمدت هم‌جمعی میان مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت وجود دارد. کشش‌های تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی، موجودی سرمایه‌ی ناخالص و نیروی انسانی شاغل منطبق بر تئوری‌ها و بسیاری از مطالعات تجربی بوده و مقایسه‌ی این کشش‌ها در هر دو روش تخمین رابطه‌ی بلندمدت پنل هم‌جمعی نشان می‌دهد که کشش‌ها بسیار نزدیک به‌هم هستند. همچنین با استفاده از تخمین الگوی اثرات ثابت، کشش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به‌ترتیب برابر با ۰/۳۴، ۱/۱۵ و ۰/۳۹ می‌باشد.

**طبقه‌بندی *JEL***: *F43,Q43,C33*

**واژه‌های کلیدی**: رشد اقتصادی بدون نفت، مصرف انرژی، پنل همجمعی، FMOLS، DOLS.

۱- دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه، گروه اقتصاد، ابرکوه، ایران

۲- دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه، گروه اقتصاد، ابرکوه، ایران

*نویسنده‌ی مسئول مقاله: alavi_rad@abarkouhiau.ac.ir

Archive of SID

www.SID.ir

## پیشگفتار

در مهندسی رشد اقتصادی کشورها، انرژی یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید در اقتصاد جهان قلمداد می‌گردد. در بحث اقتصاددانان طرفدار عرضه، انرژی مانند زمین، نیروی کار و سرمایه‌ی فیزیکی به‌عنوان یک نهاده‌ی اصلی تولید همواره مورد توجه و گفتگو بوده است. تا جایی که در قرن ۱۹ در تشریح عوامل رشد اقتصادی جوامع صنعتی عامل انرژی در کانون توجه بوده است. در دکترین مکتب اقتصادی کینزی‌ها نیز که یک همگرایی قابل توجه میان درآمد و مصرف مطرح می‌شود، مصرف تمام مشتقات انرژی نیز حائز اهمیت بوده است. رشد بالای اقتصادی کشورها به‌عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های کلان اقتصادی، موضوعی است که همواره نظر اقتصاددانان و سیاست‌گذاران را به‌خود جلب کرده است. در این راستا با توجه به وابستگی بخش‌های مختلف اقتصادی اعم از صنعت، کشاورزی و خدمات به انرژی، چگونگی تاثیرگذاری مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی بسیار با اهمیت و مورد پرسش بوده است.

در ایران ساختار فعالیت‌های اقتصادی در هر سه بخش صنعت، خدمات و کشاورزی بر مبنای فراوانی انرژی و ارزان بودن آن طراحی شده است. یکی از اهداف طرح هدفمندی یارانه‌ها که از ۱۳۸۹ در کشور اجرا شده، موضوع واقعی نمودن قیمت حامل‌های انرژی و منطقی کردن مصرف آن بوده است. همان‌طور که انتظار می‌رفت، فرآیندهای تولید در بخش صنعت و کشاورزی هنوز نتوانسته‌اند خود را با تغییرات اعمال شده در قیمت حامل‌های انرژی تطبیق داده و دچار مشکلات متعددی در فعالیت‌های اقتصادی خود شده‌اند. بنابراین، اندازه‌گیری و مقایسه‌ی کشش‌های رشد اقتصادی نسبت به مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی کشور(صنعت، خدمات و کشاورزی) می‌تواند در سیاست‌گذاری و مدیریت مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی نقش موثری را ایفا نماید.

روش‌شناسی مطالعه‌ی کنونی مبتنی بر رویکردهای اخیر در حوزه‌ی آزمون‌های ریشه واحد پنل و پنل هم‌جمعی بوده و عمده‌ترین تخمین زننده‌های بردارهای پنل هم‌جمعی را مقایسه می‌نماید. ساختار مقاله‌ی حاضر مشتمل بر ۵ بخش می‌باشد. بخش دوم به مرور مطالعات انجام شده و نوشتارهای تجربی در زمینه‌ی رشد اقتصادی و مصرف انرژی اختصاص دارد. در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق شامل مدل، داده‌ها و روش‌شناسی اقتصادسنجی معرفی شده‌اند. نتایج تجربی مطالعه و تحلیل‌های آماری در بخش چهارم مورد بررسی قرار گرفته و در قسمت پایانی جمع بندی و نتیجه‌گیری صورت گرفته است.

Archive of SID

www.SID.ir

**مبانی نظری**

به‌طورکلی سیرتحولات اقتصادی در قرون اخیر با کاربرد متنوع انرژی در ارتباط بوده است. در چند دهه‌ی گذشته تاکید علم اقتصاد بر دو عامل تولید، نیروی کار و سرمایه بود. با ظهور انقلاب صنعتی و تغییر فرآیند تولید، مواد اولیه نیز به عوامل تولید افزوده شد. اما از دهه‌ی ۱۹۷۰ میلادی بعد از افزایش قیمت نفت خام و ظهور بحران در اقتصاد جهانی، مساله‌ی انرژی و کمیابی آن به‌شدت مورد توجه اقتصاددانان واقع شد و انرژی به‌صورت ویژه در مطالعات اقتصادی به‌عنوان یک منبع کمیاب مورد مطالعه علم اقتصاد قرار گرفت.

در خصوص رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی تاکنون چهار فرضیه مطرح شده است. (شهباز و همکاران،۲۰۱۳). طبق فرضیه‌ی اول هیچ رابطه علّی بین این متغیرها وجود ندارد که از آن تحت عنوان "فرضیه خنثایی" نام برده می‌شود. فرضیه‌ی دوم علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به سمت مصرف انرژی و "فرضیه بقای انرژی" را حمایت می‌کند. فرضیه‌ی سوم علیت یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی را مطرح می‌کند که به‌طور معمول تحت عنوان "فرضیه‌ی انرژی منتهی به رشد" در نظر گرفته می‌شود. در نهایت فرضیه‌ی چهارم، علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی تحت عنوان "فرضیه‌ی بازخورد" شناخته شده است. براساس این دیدگاه مصرف انرژی و رشد اقتصادی همدیگر را تحت تاثیر قرار می‌دهند.

مطالعات تجربی در زمینه‌ی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی نتایجی متفاوت و تحت تاثیر مواردی چون فرم تابع اتخاذ شده، روش اقتصادسنجی استفاده شده، دوره‌ی زمانی و نمونه کشورهای مورد تجزیه و تحلیل می‌باشد. بر اساس روش‌شناسی استفاده شده، مبانی ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی را می‌توان در چهار دسته تقسیم‌بندی نمود. مطالعات آغازین در این زمینه به تحقیقات کرافت و کرافت(۱۹۷۸) در مورد بررسی این رابطه در کشور آمریکا بر می‌گردد. نتایج نشان داد که یک رابطه‌ی علیت از سمت درآمد به مصرف انرژی در آمریکا وجود دارد. مطالعات متعدد دیگری نیز در آمریکا(آکرا و لنگ، ۱۹۸۰ و یو و هوانگ، ۱۹۸۴) و همچنین در سایر کشورهای توسعه‌یافته(یو و چوی،۱۹۸۵) انجام شد. در مطالعات دسته‌ی اول سری‌های زمانی ایستا فرض شده و از روش‌های سنتی اقتصادسنجی نظیر خودرگرسیون برداری مطرح شده توسط سیمز(۱۹۷۲) و آزمون علیت گرانجر(۱۹۶۹) استفاده شده است. همزمان با گسترش نظریه‌ی هم‌جمعی در اقتصادسنجی نوع مطالعات نیز دگرگون شد. در مطالعات دسته‌ی دوم روش‌شناسی تحقیقات مبتنی بر آزمون هم‌جمعی دو مرحله‌ای انگل و گرانجر(۱۹۸۸) و مدل‌های تصحیح خطا می‌باشد. در اینجا می‌توان به تحقیقات چنگ و لای(۱۹۹۷) در اقتصادهای کمتر توسعه‌یافته و ناچانه و همکاران(۱۹۸۸) در اقتصادهای پیشرفته اشاره نمود. مبانی استفاده شده در مطالعات

Archive of SID

www.SID.ir

دسته‌ی سوم مبتنی بر آزمون‌های هم‌جمعی سیستمی نظیر آزمون هم‌جمعی جوهانسن و جوسیلیوس(۱۹۹۰) و در راستای پوشش دادن ضعف‌های آزمون هم‌جمعی تک معادلات انگل و گرانجر بوده است. مسیح و مسیح(۱۹۹۶)، استرن(۲۰۰۰)، آسافو- آدجای(۲۰۰۰) او و لی(۲۰۰۴) برخی از این مطالعات می‌باشند. مطالعات دسته‌ی چهارم مبتنی بر روش‌های توسعه‌یافته‌ی اخیر در حوزه‌ی ریشه واحد پنل و پنل هم‌جمعی می‌باشد. نارایان و اسمیت(۲۰۰۸) برای کشورهای G ۷ ، نوندو و همکاران(۲۰۱۰) برای کشورهای حوزه‌ی آفریقا، نور وصدیقی(۲۰۱۰) برای کشورهای جنوب آسیا برخی از این مطالعات می‌باشند.

بهبودی و همکاران(۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه‌ی اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۴-۱۳۴۶ به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با تاکید بر شکست ساختاری با آزمون‌های ریشه واحد زیوت- اندریوز و برای تعیین تغییرات ساختاری به شکل درون‌زا از آزمون هم‌جمعی گریگوری- هانسن جهت بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با تاکید بر شکست ساختاری پرداختند. نتایج بیانگر رابطه‌ی بلندمدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران می‌باشد.

فطرس و همکاران(۱۳۹۰) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحدهای پنلی، هم‌جمعی پنلی و آزمون حداقل مربعات معمولی پویا، تاثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیری دو گروه از کشورهای منتخب عضو و غیر عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه، در طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۹را تحلیل نمودند. نتایج حاصل از آزمون‌ها نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در دو گروه کشورهای عضو OECD و کشورهای غیر عضو OECD وجود داشته و اثر کشورهای عضو بیشتر از غیر عضو می‌باشد.

همان‌طور که اشاره شد، مطالعات زیادی در زمینه‌ی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی توسط اقتصاددانان مختلف صورت گرفته که به نتایج متفاوتی نیز دست یافته‌اند. مطالعه‌ی حاضر دارای ویژگی‌هایی است که آن را از دیگر مطالعات مجزا می‌سازد. این ویژگی‌ها عبارت از نخست؛ در این مطالعه اثرات مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت(ارزش افزوده‌ی واقعی بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات) مورد بررسی قرار می‌گیرد و کشش‌های تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت ایران نسبت به مصرف انرژی در هر بخش اندازه‌گیری و مقایسه می‌گردند. دوم؛ علاوه بر استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی در حوزه‌ی ماکروپنل‌ها[1] شامل ریشه واحد در داده‌های پنل و پنل هم‌جمعی، بردارهای پنل هم‌جمعی با استفاده از دو تخمین زننده که اخیرا در

1. Macro panel

Archive of SID

www.SID.ir

نرم‌افزار EViews (8.0) توسعه یافته است. یعنی روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده[1] ($FMOLS$) و همین طور روش حداقل مربعات پویا[2] ($DOLS$) برآورد و نتایج مقایسه شده است.

## مواد و روش‌ها

### مدل

فرم عمومی مدل بر اساس مبانی نظری تابع تعمیم‌یافته‌ی نئوکلاسیک رشد استفاده شده در مطالعه‌ی قالی و ال‌سکا(۲۰۰۴) جهت بررسی رابطه‌ی میان عوامل تولید(شامل انرژی) و رشد اقتصادی بوده است. هرچند این مدل توسط نور و صدیقی(۲۰۱۰) برای کشورهای جنوب آسیا استفاده و توسط شهباز و همکاران(۲۰۱۳) با اضافه نمودن شاخص توسعه‌ی مالی و آزادسازی تجاری برای کشور چین توسعه و برآورد شده است. فرم عمومی مدل به شکل زیر است:

$$AV_{it} = F(EP, K, HN)_{it} \qquad t = (1370-1389)$$

که در آن: $AV$ ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی، $EP$ مصرف انرژی بخش‌های اقتصادی، $K$ موجودی سرمایه‌ی ناخالص بخش‌های اقتصادی، $HN$ نیروی انسانی شاغل بخش‌های اقتصادی می‌باشد. به‌طوری که $t$ نشان‌دهنده‌ی زمان و $i$ نشان‌دهنده‌ی مقاطع(بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات) می‌باشد.

با توجه به پژوهش‌هایی که انجام گرفته است، مدل پیشنهادی ما براساس تابع کاب ـ داگلاس بوده که به‌علت مناسب بودن فرم تابعی آن و روان بودن روابط درونی متغیرهای آن بهترین تابع از نظر مطابقت و سازگاری با شرایط اقتصادی تشخیص داده شده است. از سویی دیگر به‌دلیل همگن بودن، می‌توان با استفاده از قضیه اولر برای توزیع تولید بین عوامل تولید از این تابع به سادگی استفاده نمود و به‌وسیله‌ی فرم تعمیم‌یافته‌ی آن، عوامل تولید شامل(نیروی کار و سرمایه) را در کنار عامل انرژی قرار داده و سهم تفکیکی هریک را در تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت برآورد نمود. بنابراین رابطه‌ی زیر، الگوی لگاریتمی تابع کاب ـ داگلاس تعمیم‌یافته[3] می باشد که به شکل زیر ارائه می‌گردد.

$$LnAV_{it} = \beta_{1i} + \beta_{2i} LnEP_{it} + \beta_{3i} LnK_{it} + \beta_{4i} LnHN_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

### داده‌ها

در مطالعه‌ی حاضر، جامعه‌ی آماری، آمارهای کلان مربوط به ارزش افزوده، موجودی سرمایه‌ی ناخالص، نیروی انسانی شاغل و مصرف انرژی کشور مربوط به سه بخش اقتصادی(کشاورزی، صنعت

1. Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)
2. Dynamic Ordinary least Squares (DOLS)
3. Agmented Cobb-Douglas Function

Archive of SID

www.SID.ir

و خدمات) می‌باشد. اطلاعات مزبور به‌صورت داده‌های ترکیبی بوده و دوره‌ی مورد مطالعه سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۷۰ می‌باشد. داده‌های مربوط به ارزش افزوده سه بخش، به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ طی دوره‌ی مورد نظر از بانک مرکزی ایران گرفته شده است. داده‌های موجودی سرمایه در بخش‌های اقتصادی کشور تا سال ۱۳۸۹ از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری و نهایی شده است. داده‌های سری زمانی نیروی انسانی شاغل بخش‌های اقتصادی مورد نیاز را با استفاده از سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵و ۱۳۹۰ مربوط به مرکز آمار ایران استخراج شده است. در نهایت داده‌های مصرف انرژی سه بخش(کشاورزی، صنعت و خدمات) از ترازنامه‌ی حساب‌های ملی بانک مرکزی استفاده شده است.

**روش‌شناسی اقتصاد سنجی**

تحلیل کاربردی در مطالعه کنونی براساس تلفیق داده‌های مقطعی و داده‌های سری زمانی برای سه بخش اقتصادی ایران(صنعت، خدمات و کشاورزی) در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۰ صورت گرفته است. با در نظر گرفتن طول دوره‌ی زمانی و تعداد مقاطع از نظر حوزه‌ی داده‌های تلفیقی موضوع در قالب ماکروپنل قرار می‌گیرد. بر این اساس روش‌شناسی اقتصادسنجی این مقاله شامل چند بخش اساسی است. ابتدا درجه‌ی هم‌انباشتگی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پنل تعیین می‌گردند. چهار نوع آزمون ریشه واحد مختلف برای بررسی ایستای متغیرها مورد استفاده قرار گرفته است، این آزمون‌ها عبارتند از:

- آزمون لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲).
- آزمون ایم،پسرانو شین[2] (۲۰۰۳).
- آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[3] فیشر(۱۹۹۹).
- آزمون PP-فیشر.

فرض اساسی آزمون LLC وجود یک فرآیند ریشه واحد در بین مقاطع است، درحالی‌که آزمون IPS این امکان را فراهم می‌سازد که ناهمگونی در بین اثرات فردی وجود داشته باشد، به همین دلیل به آزمون IPS آزمون ریشه واحد ناهمگن[4] گویند.

بررسی وجود هم‌جمعی متغیرها در داده‌های ترکیبی نیز مانند داده‌های سری زمانی اهمیت دارد. زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه‌ای بلندمدت بین متغیرها، روش هم‌جمعی می‌تواند مفید واقع

1- Augmented Dickey Fuller Test
2- Im, Pesaran and Shin (IPS)
3- Augmented Dickey Fuller Test
4- Heterogeneous panel Unit Root Test

Archive of SID

www.SID.ir

شود. آزمون‌های متعددی برای آزمودن هم‌جمعی، با چارچوب‌های کاملا متفاوت ارائه شده‌اند که از آن جمله می‌توان به آزمون‌های پدرونی[1](۲۰۰۴) و کائو[2] (۱۹۹۹) اشاره کرد. آزمون هم‌جمعی پدرونی از پسماندهای تخمین زده شده و حاصله از رگرسیون بلندمدت استفاده می‌کند و شکل کلی آن به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \ldots + \beta_{mi} x_{mit} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن $i=1, 2, \ldots, N$ برای هر یک از بخش‌های موجود در مدل و $t=1, 2, \ldots, T$ اشاره به دوره‌ی زمانی داشته و $m$ به تعداد متغیرهای توضیحی اشاره دارد. $\alpha_i$ و $\delta_i$ امکان بررسی اثرات ثابت خاص بخش‌ها و همچنین روندهای معین را فراهم می‌سازند. $\varepsilon_{it}$ پسماندهای تخمین زده شده از روابط بلندمدت است. به‌منظور تشخیص روابط بلندمدت در بین متغیرها پدرونی معناداری آماری $\gamma_i$ از طریق معادله‌ی (۲) مورد بررسی قرار داد.

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \gamma_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + u_{it} \quad (۳)$$

در این عبارت $\hat{\varepsilon}$ پسماندهای به‌دست آمده از تخمین مدل (۲) است. پدرونی هفت آماره مختلف را در دو گروه متمایز جهت بررسی و آزمون فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در مدل‌های پنل ناهمگن معرفی کرد. گروه اول آزمون‌ها مشهور به درون بعدی است که عوامل زمانی رایج را در نظر می‌گیرد. این گروه از آزمون‌ها امکان بررسی ناهمگنی در بین بخش‌ها را فراهم می‌آورد. گروه دیگر بین بعدی نام دارد که امکان ناهمگنی بین بخش‌ها را فراهم می‌سازد. بر این اساس هفت آماره‌ای که پدرونی برای آزمون همجمعی پنل به کار برد عبارتند از:

گروه اول؛ آماره‌های آزمون درون بعدی:

۱- آماره پنل[3] $\gamma$، ۲- آماره‌های پنل P ازنوع فیلیپس- پرون[4]، ۳- آماره پنل t از نوع فیلیپس- پرون[5] و ۴-آماره پنل از نوع دیکی- فولر تعمیم یافته[6].

گروه دوم؛ آماره‌های آزمون بین بعدی:

۱- آماره‌های p فیلیپس- پرون گروهی[7]، ۲- آماره t فیلیپس- پرون گروهی[8]، ۳- آماره ADF t گروهی[9]

1- Pedroni
2- Kao
3- Panel -Statistic
4- Panel Phillips–Perron Type r-Statistics
5- Panel Phillips–Perron Type t-Statistic
6- Augmented Dickey–Fuller (ADF) Type t-Statistic
7- Group Phillips–Perron Type ρ-Statistic
8- Group Philips t-Statistic
9- Group ADF Type t-Statistic

Archive of SID

www.SID.ir

کائو(۱۹۹۹) آزمون هم‌جمعی تعمیم یافته‌ی دیکی فولر با فرض این که بردارهای همجمعی در هر مقطع همگن باشد را به‌صورت زیر ارائه کرده است.

$$\hat{e}_{it} = \gamma \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} J_j \Delta \hat{X}_{i,t-j} + V_{i,tp} \qquad (۴)$$

در رابطه‌ی فوق $e_{it}$ خطای تخمین رابطه‌ی بلندمدت با روش داده‌های ترکیبی و $P$ تعداد وقفه‌ها در آزمون $ADF$ است که اندازه‌ی آن بستگی به رفع خودهمبستگی بین اجزای خطا دارد. همچنین $J_j$ ضریب متغیر تفاضل وقفه‌های آزمون و $V_{i,tp}$ خطای معادله تخمین زده شده است.

هدف آزمون‌های هم‌جمعی پنل در نهایت پاسخ به این پرسش است که آیا رابطه‌ی بلندمدتی وجود دارد یا خیر؟ با فرض تایید وجود هم‌جمعی پنل گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی پنل است. در سالیان اخیر رویکردهای محدودی برای تخمین بردار هم‌جمعی پنل‌ها مورد استفاده واقع شده است. رویکرد اول استفاده از روش حداقل مربعات اصلاح شده($FMOLS$) است که توسط پدرونی (۲۰۰۰) برای تخمین روابط بلندمدت همجمعی پنل معرفی شده است. روش دیگری که کمتر مورد استفاده واقع شده، روش حداقل مربعات معمولی پویا($DOLS$) است که توسط استاک و واتسون[1](۱۹۹۳) مطرح شده است که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. از مهم‌ترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین زننده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد داشته، از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است. در این مقاله از هر دو رویکرد برای تخمین بردار هم‌جمعی پنل استفاده و نتایج با یکدیگر مقایسه می‌گردند.

## نتایج و بحث

### آزمون ریشه واحد پنل

نتایج آزمون‌های ریشه واحد پنل در جدول ۱ ارائه شده است. بر اساس این نتایج تقریبا تمامی آزمون‌ها فرضیه صفر ناایستایی در سطح متغیرهای مدل شامل لگاریتم ارزش افزوده، لگاریتم مصرف انرژی، لگاریتم موجودی سرمایه ناخالص و لگاریتم نیروی انسانی شاغل را در سطح ۱٪ رد نمی‌کنند. به‌عبارت دیگر تمامی متغیرهای مدل در سطح نا ایستا می‌باشند. لذا با توجه به این نتایج آزمون‌های مربوطه مجدد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام می‌گیرد. نتایج حاکی از آن است که فرضیه‌ی صفر ناایستایی در تفاضل مرتبه‌ی اول تمامی متغیرها در سطح ۱٪ رد می‌شود. این به معنای وجود هم انباشتگی از مرتبه اول برای متغیرهای مذکور است.

1- Stock and Watson

Archive of SID

www.SID.ir

**آزمون هم‌جمعی پنل**

با توجه به اینکه بر اساس نتایج آزمون‌های ریشه واحد پنل تایید شد که متغیرها هم انباشته از درجه‌ی ۱ هستند، در گام بعدی می‌توان به آزمون وجود روابط بلندمدت تعادلی در بین متغیرها پرداخت. نتایج آزمون هم‌جمعی پنل بر اساس آماره‌های هفت‌گانه پدرونی در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه نتایج آزمون‌ها، اکثر آماره‌های آزمون(در هر آزمون حداقل چهار آماره) فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار همجمعی را با قدرت رد می‌کند. بنابراین می‌توان گفت که رابطه‌ی بلندمدت میان ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی(رشد اقتصادی بدون نفت) و مصرف انرژی وجود دارد و لذا می‌توان مدل (۱) را تخمین زد. نتایج آزمون هم‌جمعی پنلکائو نیز در جدول ۳ ارائه شده است. نتیجه این آزمون نیز حاکی از آن است که فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی با قدرت رد می‌شود. بنابراین در اینجا نیز می‌توان گفت یک رابطه‌ی بلندمدت میان تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت و مصرف انرژی وجود دارد.

**تخمین بردار هم‌جمعی پنل**

اپس از آزمون ریشه واحد پنل و مشخص شدن اینکه متغیرهای مدل هم‌جمعی از درجه‌ی ۱ هستند و همچنین آزمون پنل هم‌جمعی که در قسمت قبل انجام شد و این نتیجه که یک رابطه‌ی بلندمدت هم‌جمعی میان متغیرهای مدل وجود دارد، می‌توان به تخمین ضرایب بلندمدت پرداخت. در اینجا برای برآورد مدل از دو روش رایج در حوزه‌ی پنل هم‌جمعی یعنی روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده($FMOLS$) و روش حداقل مربعات پویا($DOLS$) استفاده می‌گردد.

**روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده (FMOLS )**

در این قسمت، رابطه‌ی بلندمدت هم‌جمعی میان متغیرها با در نظر گرفتن تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت(ارزش افزوده‌ی واقعی بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات) به‌عنوان متغیر وابسته و مصرف کل انرژی، موجودی سرمایه‌ی ناخالص و نیروی انسانی شاغل بخش‌های اقتصادی مورد نظر به‌عنوان متغیرهای مستقل با کمک روش($FMOLS$) تخمین زده شده است. نتایج در جدول ۴ ارائه گردیده است. نتایج این جدول کشش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به هر متغیر را نشان داده و بیانگر این موضوع است که ۱٪ افزایش در مصرف انرژی ۰/۴۷٪ تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت را افزایش می‌دهد. همچنین ۱٪ افزایش در موجودی سرمایه ناخالص و نیروی انسانی شاغل به‌ترتیب ۰/۵۹ و ۰/۱۶٪ منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت می‌گردد. ضمن اینکه تمامی کشش‌های برآورد داده‌های آماری در سطح ۱٪ معنادار هستند.

Archive of SID

www.SID.ir

**روش حداقل مربعات پویا (DOLS)**

در ارتباط با تخمین رابطه هم‌جمعی بلندمدت بردار ضرایب، کائو و چیانگ(۱۹۹۸) نشان دادند که برآورد داده‌های ترکیبی بر اساس تخمین کل ضرایب و به‌وسیله روش $OLS$ دارای تورش است. به این دلیل آنها پیشنهاد کردند که از روش تخمین حداقل مربعات پویا ($DOLS$) استفاده شود. در اینجا رابطه بلندمدت متغیرها با در نظر گرفتن تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت(ارزش افزوده واقعی بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات) به‌عنوان متغیر وابسته و مصرف کل انرژی، موجودی سرمایه ناخالص و نیروی انسانی شاغل بخش‌های اقتصادی به‌عنوان متغیرهای مستقل با کمک روش ($DOLS$) تخمین زده شده است. نتایج در جدول ۵ ارائه شده است.

نتایج این جدول کشش‌های تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی، موجودی سرمایه ناخالص و نیروی انسانی شاغل را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که ۱٪ افزایش در مصرف انرژی ۰/۵۴٪ تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت را افزایش می‌دهد. همچنین ۱٪ افزایش در موجودی سرمایه ناخالص و نیروی انسانی شاغل به‌ترتیب ۰/۵۱ و ۰/۲۶٪ منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت می‌گردد. ضمن اینکه تمامی کشش‌های برآوردی به غیر از سرمایه ناخالص از نظر آماری در سطح ۱٪ معنادار هستند.

**مقایسه کشش‌ها در بردار هم‌جمعی پنل به روش FMOLS و DOLS**

یکی از مواردی که معمولا در سنجش مناسب بودن ساختار مدل‌های اقتصادسنجی هم در سری زمانی و هم در داده‌های پنل استفاده می‌گردد، بررسی حساسیت مدل نسبت به روش‌های تخمین روابط بلندمدت می‌باشد. در این قسمت کشش‌های برآوردی به دو روش $FMOLS$ و $DOLS$ مقایسه و حساسیت مدل به روش‌ها سنجیده شده است. جدول ۶ نتایج این مقایسه را نشان می‌دهد.

چنانچه نتایج این جدول نشان می‌دهد، کشش‌های تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی، موجودی سرمایه ناخالص و نیروی انسانی شاغل بخش‌ها بسیار به یکدیگر نزدیک هستند. در واقع این مقایسه بیانگر عدم حساسیت تخمین‌ها به روش‌های برآورد ضرایب بلندمدت در پنل هم‌جمعی می‌باشد. به نظر می‌رسد هنگامی که عناصر یک مدل نسبت به ابزار تخمین‌های متفاوت حساسیتی نشان ندهند، صحت خود را با درجه بالای تایید می‌کند.

**تخمین مدل اثرات ثابت و مقایسه کشش‌های انرژی در بخش‌ها**

همان‌طور که ملاحظه شد، در آزمون هم‌جمعی کائو عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت هم‌جمعی میان متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت، مصرف انرژی، موجودی سرمایه ناخالص و نیروی انسانی شاغل با قدرت رد می‌گردد. بنابراین در این شرایط معمولا چنانچه مدل از نظر داده‌های

Archive of SID

www.SID.ir

تلفیقی بودن[1] یا پنل دیتا بودن آزمون شود، مدل مورد نظر به‌صورت پنل خواهد بود. بنابراین برای مشخص نمودن روش برآورد مدل(روش داده‌های تلفیقی یا داده‌های پنل) از آزمون $F$ لیمر استفاده می‌گردد. جدول ۷ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

نتایج آزمون$F$ حاکی از وجود متفاوت بودن عرض از مبداهای مقاطع در سطح ۱٪ می‌باشد. در واقع این آزمون نشان می‌دهد که روش مناسب برای برآورد مدل پنل دیتا و نه داده‌های تلفیقی می‌باشد. جدول ۸ برآورد مدل با استفاده از الگوی اثرات ثابت را نشان می‌دهد.

چنانچه نتایج این جدول نشان می‌دهد، اکثر ضرایب برآوردی مدل با بالاترین سطح اطمینان معنادار و مطابق انتظارات می‌باشد. به طوری که ۱٪ افزایش در موجودی سرمایه‌ی ناخالص منجر به ۰/۰۸٪ افزایش در تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت می‌شود. هرچند این متغیر از نظر آماری فاقد اهمیت آماری می‌باشد. همچنین ۱٪ افزایش در نیروی انسانی شاغل در بخش‌های اقتصادی منجر به ۰/۱۸٪ افزایش در تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت می‌گردد. اما از آنجا که هدف این مطالعه مقایسه‌ی کشش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت به‌صورت مجزا نسبت به مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات بوده است، در اینجا کشش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی بخش‌های مورد نظر مطالعه تخمین زده شده است. چنانچه ملاحظه می‌گردد، کشش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به ترتیب برابر با ۰/۳۴، ۱/۱۵ و ۰/۳۹ می‌باشد.

## نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه تاثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی بدون نفت ایران با ملاحظه‌ی مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی صنعت، خدمات و کشاورزی مورد آزمون قرار گرفت. هدف این مقاله، نخست آزمون رابطه‌ی پنل هم‌جمعی میان مصرف انرژی و سایر عوامل موثر بر تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت و سپس اندازه گیری کشش رشد اقتصادی بدون نفت ایران نسبت به مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی صنعت، خدمات و کشاورزی بوده است.

جهت انجام تحلیل تجربی موضوع، یک مدل اقتصادسنجی بر اساس مبانی نظری تابع تعمیم یافته نئوکلاسیک رشد اقتصادی و ملاحظه‌ی جدیدترین مطالعات تجربی معتبر با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی در حوزه‌ی ماکرو پنل‌ها تخمین زده شد. هدف عمده‌ی تکنیک هم‌جمعی یک کاسه کردن داده‌ها برای به‌دست آوردن روابط بلندمدت است. هرچند با استفاده از به‌کارگیری الگوی اثرات ثابت و تصادفی، می‌توان ناهمگنی متغیرها در بین مقاطع (بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی) را به‌حساب آورد. به‌طورکلی تحلیل‌های تجربی این مطالعه منتهی به نتایج زیرگردید:

1- Pooling

Archive of SID

www.SID.ir

- آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پنل و همچنین پنل هم‌جمعی نشان داد که یک رابطه‌ی بلندمدت میان تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت(ارزش افزوده واقعی بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی) و مصرف انرژی(بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی) وجود دارد. تخمین بردار پنل هم‌جمعی با استفاده از دو تخمین زننده شناخته شده، یعنی روش حداقل مربعات کاملا اصلاح شده($FMOLS$) و روش حداقل مربعات پویا($DOLS$) نشان داد که کشش تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی بین ۰/۴۷ و ۰/۵۴ می‌باشد. به عبارت دیگر ۱٪ افزایش در مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی حداکثر به ۰/۵۴٪ افزایش در تولید ناخالص واقعی بدون نفت کشور منجر می‌شود. در مطالعه‌ی صورت گرفته بر روی کشورهای منطقه‌ی منا توسط امری[1] (۲۰۱۳) کشش رشد اقتصادی نسبت به مصرف انرژی برای کشورهای ایران، الجزایر، کویت، عربستان، قطر و عمان به‌ترتیب برابر با ۰/۴۴، ۰/۴۱، ۰/۳، ۰/۳۴، ۰/۵۵، ۰/۳۸ و برای گروه کشورهای منا ۰/۳۲ برآورد شده است. شهباز و همکاران(۲۰۱۳) نیز این کشش را در بلندمدت برای کشور چین برابر با ۰/۱۸ برآورد نموده‌اند.

- تخمین الگوی اثرات ثابت نیز نشان داد که کشش‌های تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به‌ترتیب برابر با ۰/۳۴، ۱/۱۵ و ۰/۳۹ می‌باشد. بنابراین هرچند این کشش‌ها در دو بخش کشاورزی و خدمات بسیار نزدیک به‌هم هستند، اما بخش صنعت تفاوت قابل ملاحظه‌ای نشان می‌دهد. چنانچه ملاحظه می‌گردد، کشش بخش‌های کشاورزی و خدمات به تخمین‌های $FMOLS$ و $DOLS$ برای مجموع بخش‌ها در رابطه‌ی بلندمدت پنل هم‌جمعی نزدیک است. اما بخش صنعت در این مقایسه نیز تفاوت قابل ملاحظه‌ای را نشان می‌دهد. به‌طور کلی نتایج حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت نسبت به مصرف انرژی در بخش صنعت کشش‌پذیری بالایی را از خود نشان می‌دهد. بنابراین بر اساس نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌گردد:

۱- بهینه‌سازی مصرف انرژی در تمام بخش‌های اقتصادی کشور از طریق مدیریت و سرمایه‌گذاری لازم صورت گیرد.

۲- استفاده از سیستم نظارت و ارزیابی در زمینه‌ی کارایی انرژی برای واحدهای تولیدی و خدماتی در دستور کار قرار گیرد.

۳- پرداخت سهم بخش تولید از اصلاح قیمت‌های حامل‌های انرژی منوط به داشتن برنامه‌ی زمان‌بندی شده‌ی واحدهای تولیدی برای اصلاح فرآیند استفاده از انرژی و بهینه‌سازی مصرف انرژی باشد.

1. Omri

Archive of SID

www.SID.ir

۴- استفاده‌ی بخش خصوصی از تسهیلات سیستم بانکی برای فعالیت در بخش‌های اقتصادی مستلزم استفاده از فرآیندهای مصرف بهینه‌ی انرژی باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

## فهرست منابع


۱. ترازنامه سال های مختلف، وزارت نیرو.

۲. بهبودی، د. اصغر پور،ح. و قزوینیان،م، ح. ۱۳۸۸. شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۸۴-۴۶) ، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، ۹ (۳): ۸۴-۵۳.

۳. فطرس، م، ح. آقازاده، ا و جبرائیلی، س.۱۳۹۰. تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو(شامل ایران)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۹(۶): ۸۱-۹۸.

۴. نماگرهای اقتصادی ، گزارشات اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۵. نتایج آمارگیری نیروی کار ۱۳۸۵و۱۳۹۰، سری زمانی، مرکز آمار ایران.

6. Akarca, A.E., Long, T.V.I.I. 1980. On the relationship between energy and GNP: a reexamination.j Energy Dev. 5, 326–331.
7. Asafu-Adjaye, J.2000. The relationship between energyconsumption,Energy prices and economic growth: time series evidence from Asian Developing countries. Energy Economics, 22, 615–625
8. Anis, O. 2013. CO2 emissions, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: Evidence from simultaneous equations models, Energy Economics, 40. 657–664.
9. Cheng, B.S. and Lai, T.W. 1997.An investigation of Co-integration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan; Energy Economics, 19.435-444.
10. Engle, R.F., Granger, C.W.J., 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica. 55, 251- 276.
11. Granger, C. W. J. 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods". Econometrica, 3. 424–438
12. Ghali, K.H., El-Sakka, M.I.T., 2004. Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis, Energy Econ, 26. 225-238


Archive of SID

www.SID.ir

13. Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. 2003. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels.Journalof Econometrics, 115. 53–74.
14. Johansen, S., Juselies, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inferences on cointegrationOxf. Bull. Econ. Stat, 52. 169-210.
15. Kraft, J., Kraft, A., 1978. On the relationship between energy and GNP. J. Energy Dev, 3. 401-403
16. Kuo, Y. and Chen, P. 2008. Constructing performance appraisal indicators for mobility of the service industries using Fuzzy Delphi Method. Expert Systems with Applications, 35. 1930-1939
17. Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C. 2002. Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample,Properties. Journal of Econometrics, 108. 1–25.
18. 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, 165-183.
19. Nachane,D.M., R.M. Nadkarni and A.V. Karnik .1988. Cointegration and Causality Testing of the Energy–GDP Relationship: a Cross Country Study", Applied Economics, 20. 1511–1531.
20. Narayan, P.K., Smyth, R., 2008. Energy consumption and real GDP in G7 countries, new evidence from panel cointegration with structural break. Energy Econ, 30. 2331-2341.
21. Nondo, Chali, S. Kahsai, Mulugeta, V. Schaeffer, Peter. 2010. Energy Consumption and Economic Growth : Evidence from Comesa Countries", Research Paper1
22. Noor .S, Siddiqi.M.W.2010. Energy Consumption and Economic Growth in South Asian Countries: A Co-integrated Panel Analysis.World Academy of Science, Engineering and Technology, 67. 251-256.
23. Oh, W. and Lee, K. 2004. Causal relationship between energy consumption and GDP: the case of Korea 1970-1999; Energy Economics, 26. 51-59.

Archive of SID

www.SID.ir

24. Pedroni, P.1997. Panel cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With and application to the ppp Hypothesis, Indiana University.
25. Pedroni, P. 1999. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple, Regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61: 653–678.
26. Pedroni, P. 2001. Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. Review of Economics and Statistics, 83: 727–731.
27. Pedroni, P. 2004. Panel co-integration: asymptotic and finite sampleproperties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis," Econometric Theory, 20: 597–625.
28. Sims, C. 1972. Money, Income and causality, American Economic Review 62, 540- 552.
29. Stern, D.I. 2000. A multivariate co integration analysis of the role of energy in the US macroeconomy; Energy Economics, 22. 267-283.
30. Shahbaz, M. Khan, S. Tahir, M.I. 2013. The dynamic links between energy consumption, economic growth financial development and trade in China: Fresh evidence from multivariate framework analysis. Energy Economics, 40. 8–21.
31. Romer, P. M. 1990. Endogenous Technological Change. Journal of Political Economy, 98. 71-102.
32. Yu, E.S.H., Hwang, B.K. 1984.The relationship between energy and GNP: further results, Energy Econ. 6, 186-190.
33. Yu, S.H., and Choi, J.Y. 1985. The causal relationship between energy and GNP: an international comparison. Journal of Energy and Development, 10. 249– 272.

decomposition approach, ENERGY ,26:549-500.

Archive of SID

www.SID.ir

## پیوست‌ها

**جدول ۱- نتایج آزمون های ریشه واحد پنل**

| روش آزمون / متغیر ها | Levin,lin Cho-Stat | Im,Pesaran and ShinW-Stat | ADF-Fisher chi-quare | PP-Fisher chi-quare |
|---|---|---|---|---|
| Ln(AV) | ۰.۷۳<br>(۰.۷۷) | ۲.۹۹<br>(۰.۹۹) | ۰.۲۵<br>(۰.۹۹) | ۰.۱۸<br>(۰.۹۹) |
| DLn(AV) | -۵.۷۲۱<br>(۰.۰۰) | - ۵.۵۶۸<br>(۰.۰۰) | ۳۶.۴۳۵<br>(۰.۰۰) | ۵۶.۱۵۸<br>(۰.۰۰) |
| Ln(EP) | -۱.۰۱<br>(۰.۱۵) | ۲.۶۵<br>(۰.۹۹) | ۴.۸۳<br>(۰.۵۶) | ۴.۲۰<br>(۰.۶۴) |
| DLn(EP) | -۲.۷۴۱<br>(۰.۰۰) | -۲.۹۴۷<br>(۰.۰۰) | ۲۲.۱۴۴<br>(۰.۰۰) | ۳۴.۹۸۱<br>(۰.۰۰) |
| Ln(K) | -۰.۰۴<br>(۰.۴۸) | ۰.۸۷<br>(۰.۸۰) | ۲.۴۸<br>(۰.۸۷) | ۲.۰۳<br>(۰.۹۱) |
| DLn(K) | -۱.۱۹۵<br>(۰.۰۱) | -۳.۴۳۹<br>(۰.۰۰) | ۲۲.۶۹۸<br>(۰.۰۰) | ۶۱.۲۰۸<br>(۰.۰۰) |
| Ln(HN) | -۲.۷۵<br>(۰.۰۰) | -۰.۱۸<br>(۰.۴۲) | ۶.۸۸<br>(۰.۳۳) | ۱۴.۵۶<br>(۰.۰۲) |
| DLn(HN) | -۲.۸۴<br>(۰.۰۰) | -۲.۳۱<br>(۰.۰۱) | ۱۷.۲۵<br>(۰.۰۰) | ۱۷.۴۹<br>(۰.۰۰) |

منبع :یافته‌های تحقیق. اعداد داخل پرانتز معرف *P-Value* می باشد

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۲- نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی**

| آماره آزمون | بدون روند | با عرض از مبدا و روند | بدون عرض از مبدا و روند |
|---|---|---|---|
| در بین ابعاد | | | |
| آماره پانل $Y$ | -۰.۲۰۶۸<br>۰.۵۸۱۹ | ۰.۳۹۵۸<br>-۰.۰۳۴۶ | -۰.۷۳۷۷<br>-۰.۷۶۹ |
| آماره پانل $p$ ازنوع فیلیپس – پرون | ۰.۳۹۲۷<br>۰.۶۵۲۷ | -۰.۴۰۸۵<br>۰.۶۰۷۶ | -۱.۶۲۴۲<br>-۰.۰۵۲ |
| آماره پانل $t$ نوع فیلیپس – پرون | -۴.۹۹۴۱<br>۰.۰۰۰ | -۲.۹۰۶۸<br>-۰.۰۰۱ | -۳.۰۹۳۵<br>-۰.۰۰۱ |
| آماره پانل از نوع دیکی فولرتعمیم یافته | -۳.۳۵۶۴<br>۰.۰۰۰۴ | -۲.۹۴۹۹<br>۰.۰۰۱ | -۳.۰۹۳۵<br>-۰.۰۰۱ |
| در میان ابعاد | | | |
| آماره $p$ فیلیپس - پرون گروهی | ۱.۸۳۵۰<br>-۰.۹۶۰۰ | ۱.۲۲۳۴<br>-۰.۸۸۹ | -۰.۵۵۵۳<br>۰.۲۸۹ |
| آماره $t$ فیلیپس - پرون گروهی | -۷.۰۵۲۰<br>۰.۰۰۰۰ | -۲.۳۲۳۴<br>-۰.۰۱۰ | -۲.۹۳۹۰<br>-۰.۰۰۱ |
| آماره $t$ ($ADF$) گروهی | -۴.۹۰۰<br>۰.۰۰۰ | -۳.۴۳۶۵<br>۰.۰۰۰ | -۲.۸۹۳۳<br>۰.۱۰۰ |

منبع:یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز معرف $P\text{-}Value$ می‌باشد.

**جدول ۳- نتایج آزمون همجمعی کائو**

| آزمون هم‌جمعی کائو | |
|---|---|
| آماره $t$ آزمون $ADF$ | -۱.۷۰۹۱<br>۰.۰۴۳۷ |

منبع:یافته‌های تحقیق

**جدول۴- تخمین رابطه بلندمدت پنل هم‌جمعی به روش FMOLS**

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | آماره $t$ | خطا |
|---|---|---|---|---|
| $LEP$ | ۰.۴۷ | ۰.۰۹ | ۵.۰۵ | ۰.۰۰۰ |
| $LK$ | ۰.۵۹ | ۰.۱۱ | ۵.۱۴ | ۰.۰۰۰ |
| $LHN$ | ۰.۱۶ | ۰.۰۵ | ۳.۱۹ | ۰.۰۰۰ |

منبع :یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

**جدول۵- تخمین رابطه بلندمدت هم‌جمعی به روش DOLS**

| متغیرها | ضرایب | انحراف معیار | آماره $t$ | خطا. |
|---|---|---|---|---|
| *LEP* | ۰.۵۴ | ۰.۱۲ | ۴.۳۶ | ۰.۰۰۰ |
| *LK* | ۰.۵۱ | ۰.۲۷ | ۱.۸۷ | ۰.۰۷۱ |
| *LHN* | ۰.۲۶ | ۰.۰۹ | ۲.۸۲ | ۰.۰۱۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

**جدول۶- مقایسه کشش‌های بلندمدت پنل هم‌جمعی به روش FMOLS و DOLS**

| ضرایب / روش | *LEP* | *LK* | *LHN* |
|---|---|---|---|
| | مصرف انرژی | موجودی سرمایه ناخالص | نیروی انسانی شاغل |
| *FMOLS* | ۰.۴۷ | ۰.۵۹ | ۰.۱۶ |
| *DOLS* | ۰.۵۴ | ۰.۵۱ | ۰.۲۶ |

منبع :یافته های تحقیق

**جدول۷- آزمون اثرات ثابت F لیمر**

| آزمون اثرات | آماره آزمون | درجه آزادی | *Prob* |
|---|---|---|---|
| *Cross- section* | ۳۶.۱۱ | (۲.۵۴) | ۰/۰۰۰ |
| *Cross- chi section-square* | ۵۰.۹۴ | ۲ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

**جدول۸- برآورد مدل اثرات ثابت**

| متغیر | ضریب | آماره $t$ |
|---|---|---|
| *C* | ۲.۰۳ | ۶.۰۸ |
| *LK* | ۰.۰۸ | ۰.۸۸ |
| *LHN* | ۰.۱۸ | ۴.۱۴ |
| *LEP1* | ۰.۳۴ | ۲.۷۷ |
| *LEP2* | ۱.۱۵ | ۱۴.۲۳ |
| *LEP3* | ۰.۳۹ | ۹.۶۴ |
| آماره‌های رگرسیون | $R^2$ ۰.۹۹ | $F$ ۱۳۸۰.۹۹ |
| | *D.W* ۱.۲۴ | *Prob* ۰.۰۰ |

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir