پژوهشنامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی **«علوم اقتصادی»**
سال هفتم/شماره‌ی بیست و چهارم/ بهار۸۶

بررسی رابطه‌ی علّی مصرف انرژی ، اشتغال و تولید ناخالص داخلی (ایران طی سال های ۱۳۸۴-۱۳۵۰)

محمد حسین حسنی صدر آبادی*
هدیه عماد الاسلام**
علی کاشمری***

چکیده

انرژی یکی از عوامل اساسی تولید در میان تمامی بخش های اقتصادی است که دارای اثرات قابل توجهی در اقتصاد می باشد.

در این مطالعه برای آزمون ارتباط علی بین مصرف انرژی (به شکل مجموع مصرف فراورده های نفتی مصرف گاز و مصرف برق)، اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران طی دوره ۱۳۵۰- ۱۳۸۰ از تجزیه و تحلیل همگرایی و آزمون علّیت هیسائو استفاده شده است.

نتیجه‌ی آزمون همگرایی جوهانسن(۱۹۸۸) نشان می دهد سه بردار همگرایی برای متغیرهای مورد نظر وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون علّیت، بیان کننده‌ی علّیت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و از اشتغال به تولید نا خالص داخلی و مصرف انرژی است. هم‌چنین برای بررسی رفتار پویای مدل، واکنش تکانه ای و تجزیه واریانس نیز وارد تحلیل شده که نتایج حاصله از این دو نیز تأیید کننده‌ی نتایج آزمون علّیت است.

مصرف انرژی و اشتغال در طول دوره‌ی مورد بررسی در ایران، محرّک تولید نا خالص داخلی بوده است. ضمن این‌که نقش اشتغال مقدم بر مصرف انرژی است.

واژه های کلیدی:
مصرف انرژی، اشتغال، تولید نا خالص داخلی، علّیت هیسائو، همگرایی جوهانسن
طبقه بندی JEL: E29

---

*عضو هیأت علمی دانشگاه الزهرا (س)

**کارشناس ارشد اقتصاد

***نویسنده‌ی مسئول - کارشناس ارشد اقتصاد

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

در بحث‌های اقتصادی علاوه بر نهاده های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده های مهم تولید مطرح است. به عبارت دیگر تولید تابعی از نهاده های کار، سرمایه و انرژی فرض می شود. هم‌چنین، فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده ها و سطح تولید رابطه ای مستقیم وجود دارد. از سوی دیگر، مصرف انرژی تابعی معکوس ازقیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه، تولید ناخالص ملی دارد. (ملکی: ۱۳۷۸) بحران انرژی در غرب (۱۹۷۳-۱۹۷۴) که نتیجه‌ی افزایش قیمت انرژی و انتقال منحنی عرضه‌ی کل اقتصاد به سمت چپ بود، نمونه‌ی کاملاً مشخصی از تأثیر گذاری انرژی در اقتصاد است. (وافی: ۱۳۸۱)

بحث اصلی این تحقیق بررسی این اهداف است: ۱- مشخص شود آیا رابطه‌ی بلند مدت بین مصرف انرژی، اشتغال و تولید وجود دارد؟ ۲- آزمون علّیت زمانی بین مصرف انرژی، اشتغال و تولید. ۳- آزمون واکنش پویای تولید به مصرف انرژی و اشتغال (یا واکنش پویای مصرف انرژی و اشتغال به تولید). بنابراین برای آزمون ارتباط علّی بین مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران طی سال‌های ۱۳۵۰- ۱۳۸۴ از تجزیه و تحلیل همگرایی و آزمون علّیت هیسائو استفاده شده است. از مزیت های این آزمون آن است که واکنش تکانه ای و تجزیه‌ی واریانس به تحلیل اضافه شده است.

۲- کلیات

۲-۱- مبانی نظری تحقیق :

در بحث های کلان اقتصادی، علاوه بر نهاده های کار و سرمایه، انرژی نیز از نهاده های مهم تولید محسوب می شود. (حسینی: ۱۳۷۵) می توان تابع تولید را به صورت زیر نوشت:

(۱)

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

در رابطه‌ی فوق Q محصول ناخالص داخلی، K نهاده‌ی سرمایه، L نهاده‌ی نیروی کار و E نهاده‌ی انرژی است. هم‌چنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این

Archive of SID

www.SID.ir

نهاده ها و سطح تولید رابطه‌ی مستقیم وجود دارد. بنابراین، به بیان ریاضی خواهیم داشت:

(۲)

$$\frac{\partial Q}{\partial K} > 0, \frac{\partial Q}{\partial L} > 0, \frac{\partial Q}{\partial E} > 0$$

نهاده‌ی انرژی E می تواند توسط مجموعه ای از فراورده ها، مانند نفت، گاز، برق، زغال سنگ و ... تأمین شود که به حامل های انرژی مشهورند. به منظور تأثیر انرژی بر تولید، دیدگاه چند تن از نظریه پردازان را مورد بررسی قرار می دهیم.

پیندیک[1] (۱۹۹۰) معتقد است اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به نظر وی در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده ای واسطه ای در تولید به کار می رود، افزایش قیمت انرژی (کاهش مصرف انرژی) بر امکانات و میزان تولید تاثیر می گذارد و تولید ملی را کاهش می دهد. در این رابطه وی از تابع هزینه‌ی کل **C** استفاده کرده و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه‌ی تولید نسبت به قیمت انرژی انجام داده است:

(۳)

$$\mathbf{C=C\ (P_K, P_L, P_E, Q)}$$

که در آن P_K و P_L و P_E به ترتیب قیمت سرمایه، نیروی کار و انرژی و Q مقدار تولید است. وی از توابع هزینه‌ی ترانسلوگ استفاده کرده و کشش هزینه ای تولید نسبت به قیمت انرژی رابه دست آورده است:

(۴)

$$\frac{dlnC}{dlnP_E} = \frac{\partial lnC}{\partial lnP_E} \times \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_k} \times \frac{\partial \ln P_k}{\partial \ln K} \times \frac{\partial \ln K}{\partial \ln P_E} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_L} \times \frac{\partial \ln P_L}{\partial \ln L} \times \frac{\partial \ln L}{\partial \ln P_E}$$

(۵)

$$\frac{dlnC}{dlnP_E} = S_E + S_K \times \eta_{KE} \times \frac{\partial lnP_k}{\partial ln_k} + S_L \times \eta_{LE} \times \frac{\partial lnP_L}{\partial ln_l}$$

1-Pindyck

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن $\frac{dlnC}{dlnP_E}$ کشش هزینه‌ی کل نسبت به قیمت انرژی، S_L و S_K به ترتیب اثر افزایش قیمت سرمایه و نیروی کار بر هزینه و η_{KE} و η_{LE} کشش متقاطع قیمتی سرمایه و کار نسبت به انرژی می باشند.

سه جمله‌ی سمت راست معادله‌ی پنج چگونگی اثر یک تکانه از قیمت انرژی را بر اقتصاد نشان می دهد. جمله‌ی اول اثر مستقیم قیمت انرژی را نشان می دهد و مبیّن این است که با افزایش قیمت انرژی هزینه ها افزایش یافته و این خود موجبات تولید را فراهم می کند. جملات دوم و سوم به اثرهای غیر مستقیم انرژی اشاره می کند. هرگاه روابط جایگزینی بین انرژی با سرمایه و نیروی کار وجود داشته باشد، تغییر قیمت انرژی می تواند اثرهای غیر مستقیمی از طریق جانشینی سایر نهاده ها به جای آن، روی هزینه و در نتیجه‌ی محصول داشته باشد.

معمولاً محققان رابطه‌ی بین انرژی با کار و سرمایه را در شرایط عادی از نوع جانشینی در نظر می گیرند. ولی در کوتاه مدت به دلیل این‌که ساختار تولید به شکلی است که نمی تواند نسبت به افزایش قیمت ها، عکس العملی از خود نشان دهد، انرژی با سرمایه و کار مکمل خواهد بود. (داگلاس[1]: ۱۹۹۱) بنابراین در کوتاه مدت، به علت منفی بودن کشش متقاطع نهاده های کار و سرمایه به قیمت انرژی، اثرات غیر مستقیم تغییر قیمت انرژی نیز در جهت اثر مستقیم آن خواهد بود و مقدار این اثر افزایش خواهد یافت.

چنان‌چه سرمایه و کار را جانشین انرژی در نظر بگیریم، افزایش در قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از دو عامل سرمایه و کار می شود. هم‌چنین سهم نسبی تولید ناشی شده از دو عامل مذکور، افزایش خواهد یافت. در این حالت افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر خواهد داد. این امر در بلند مدت منطقی به نظر می رسد، زیرا صنایع در بلند مدت با گران تر شدن انرژی تا حدّ ممکن ساختار خود را تغییر می دهند و سعی می کنند از نهاده های گران تر کمتر مصرف کنند.

1-Douglas R.Bohi

Archive of SID

www.SID.ir

نظریه‌ی دیگری را برندت و وود[1] (۱۹۹۰) مطرح کرده اند. آن‌ها استدلال می کنند که در تابع تولید کل، انرژی یک عامل تولید است که ارتباط آن را با عامل کار به سختی می توان تفکیک کرد. تابع تولید پیشنهادی آن‌ها به صورت $Q = f\{G(K, E), L\}$ می باشد. مفهوم تابع فوق این است که انرژی و سرمایه با هم ترکیب می شوند و عامل تولید G را ایجاد می کنند که پس از ترکیب با کار، محصول به دست می آید. بنابراین کار۱÷ با G ترکیب می شود نه با سرمایه و انرژی به طور جداگانه. لذا این تابع اشاره دارد که مصرف انرژی، بدون اثر گذاشتن بر تولید نهایی کار تولید نهایی سرمایه را تحت تأثیر قرار می دهد.

۲-۲- مبانی تجربی تحقیق :

از زمان کار اولیه‌ی کرافت و کرافت[2] (۱۹۷۸) مطالعات به سمت آزمون روابط علّی بین مصرف انرژی و درآمد واقعی یا اشتغال کل معطوف گردید. در این مطالعه روابط علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی برای کشور آمریکا مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج حاصل علّیتی یک طرفه از تولید ناخالص ملی به مصرف انرژی را نشان داد.

آکارکا و لانگ[3] (۱۹۷۹) در تحقیق خود برای کشور آمریکا دریافتند هیچ رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی وجود ندارد و مصرف انرژی به طور معکوس علّیت گرنجر اشتغال است. یو و هوانگ[4] (۱۹۸۴) و ارول و یو[5] (۱۹۸۷) دریافتند هیچ رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی واقعی در آمریکا وجود ندارد. یو[6] (۱۹۸۵) رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی را برای پنج کشور آمریکا،انگلستان،لهستان، کره جنوبی و فیلیپین بررسی کرد. وی دریافت هیچ رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی برای آمریکا، انگلستان و لهستان وجود

1-Brandt and Wood
2-Craft, J and Craft A
3-Akarka, A.T. and Long T.V
4-Yu and Hwang
5-Erol and Yu
6-Yu

Archive of SID

www.SID.ir

ندارد. اما رابطه علی از تولید ناخالص ملی به مصرف انرژی برای کره جنوبی و از مصرف انرژی به تولید ناخالص ملی برای فیلیپین به دست آمده است. ارول و یو (۱۹۸۷) آزمون گرنجر را برای مطالعه‌ی علّیت بین مصرف انرژی ودرآمد واقعی شش کشور ژاپن، آلمان غربی، ایتالیا، کانادا، فرانسه و انگلستان به‌کار بردند. در مطالعه‌ی آن‌ها علّیت یک‌طرفه ای از مصرف انرژی به درآمد واقعی برای آلمان غربی، علّیت یک‌طرفه از درآمد واقعی به مصرف انرژی برای ژاپن و ایتالیا و خنثایی از مصرف انرژی به درآمد واقعی برای کانادا، فرانسه و انگلستان مشاهده شد. ارول و یو[1] (۱۹۸۹) دریافتند که مصرف انرژی با درنظر گرفتن اشتغال خنثی است. این یافته ها با خنثایی برای کوتاه مدت بین مصرف انرژی و با در نظر گرفتن درآمد واقعی یا اشتغال سازگار می باشند. در مورد ارتباط بین مصرف انرژی و اشتغال، موری[2] (۱۹۹۲) به شواهدی ازعلّیت یک‌طرفه از اشتغال به مصرف انرژی دست یافت . استرن[3] (۱۹۹۳) رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را با استفاده از یک چارچوب چند متغیّره در مورد کشور آمریکا برای مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی، نیروی کار و سرمایه مورد مطالعه قرار داد. نتایج حاصل از تحقیق وی نشان داد که تغییر در مصرف انرژی ناخالص، علت رشد اقتصادی نیست. ولی رشد اقتصادی باعث تغییر در مصرف انرژی می شود. به‌طورکلی روش‌های آماری به‌کار رفته در مطالعات فوق، آن‌ها را محدود به تخمین برخی پویایی های کوتاه مدت بین دو متغیر کرده است. از این رو روش های مذکور از قابلیت تخمین موقعیت های تعادلی بلند مدت برخوردار نمی باشد.

پیشرفت‌های اخیر در تحلیل‌های سری زمانی ازجمله آزمون های همگرایی، مکانیزم تصحیح خطای برداری[4] و تحلیل روند تصادفی، روش‌های مؤثری را به منظور مطالعه‌ی روابط تعادلی بلند مدت میان متغیّر های هدف فراهم کرده اند. در تحلیل تکنیک‌های همگرایی یو و جین[5] (۱۹۹۲) رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی، درآمد واقعی و اشتغال کل برای یازده کشور در حال توسعه و پنج کشور توسعه یافته مورد بررسی قرار گرفت.

1-Erol and Yu
2-Mury
3-Stern
4-VECM
5-Yu and Jin

Archive of SID

www.SID.ir

این مطالعه نشان داد که رابطه‌ی تعادلی بلند مدت در مصرف انرژی- اشتغال وجود ندارد. مسیح ومسیح[1] (۱۹۹۶) برای مطالعه‌ی رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و درآمد واقعی برای شش کشور آسیایی (هند، پاکستان، سنگاپور، اندونزی، مالزی، فیلیپین) با استفاده از روش چند متغیّره تصحیح خطای برداری و همگرایی اقدام کردند. بر اساس داده های مصرف انرژی، درآمد واقعی و قیمت آن‌ها، دریافتند که ارتباط تعادلی بلند مدت بین مصرف انرژی، درآمد واقعی و قیمت‌ها تنها در هند، پاکستان و اندونزی وجود دارد. چنگ و لی[2] (۱۹۹۷) در مطالعه‌ی رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی وتولید ناخالص داخلی برای تایوان هیچ رابطه‌ی تعادلی بلند مدت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی به‌دست نیاوردند. یانگ[3] (۲۰۰۰)، رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی را برای کشور تایوان در دوره‌ی ۱۹۵۴-۱۹۹۷ بررسی کرده است. نتیجه‌ی مطالعه‌ی وی وجود رابطه‌ی دو طرفه بین مصرف کل انرژی و تولید ناخالص داخلی را تأیید کرد. هم‌چنین بین تولید ناخالص داخلی و انواع انرژی نظیر نفت، گاز، زغال سنگ و برق، رابطه‌ی متفاوتی به‌دست آورده است. بدین معنا که کمبود انرژی ممکن است مانع از رشد اقتصادی در تایوان گردد. در سال ۲۰۰۲، هندریانیس، لولاس و پاپاپیترو[4] (۲۰۰۲) رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای یونان طی سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۹۶ با روش تصحیح خطای برداری بررسی کردند. آن‌ها یک رابطه‌ی بلند مدت بین سه متغیّر مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و قیمت‌ها مشاهده کردند و دریافتند که افزایش بهره وری در اقتصاد می تواند به صرفه جویی در مصرف انرژی بدون جلوگیری از رشد اقتصادی منجر شود. سویتاس و ساری[5] (۲۰۰۳) با بررسی هفت کشور آرژانتین، ایتالیا، کره، ترکیه، فرانسه، آلمان و ژاپن با استفاده از روش هم انباشتگی و مدل تصحیح خطا یک رابطه‌ی علّیت دو طرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در آرژانتین به‌دست آوردند. آن‌ها دریافتند در ایتالیا و کره، علیت از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی و در ترکیه، فرانسه، آلمان و ژاپن از مصرف انرژی

1-Masih, R.M and Masih, R
2-Cheng, B.S and Lee
3-Yang, hao-Yen
4-Hondoyiannis, George and Lolos, Sarantis and Popapetrou, Evangelia
5-Soytas, Ugar. Sari, Ramazan & Ozdemir Ozlem

Archive of SID

www.SID.ir

به تولید ناخالص داخلی برقرار است. به این ترتیب آن‌ها نتیجه گرفتند صرفه جـویی در مصرف انرژی در چهار کشور آخر ممکن است به رشد اقتصادی آن‌ها صدمه بزند.

مطالعه‌ی طاهری فرد و رحمانی (۱۳۷۶) که به منظور بررسی رابطه‌ی علّی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی ایران در دوره‌ی ۱۳۴۶-۱۳۷۳ انجام گرفت، رابطه‌ی بلند مدتی را بین مصرف انرژی، موجودی سرمایه و تولید ناخالص داخلی نشان داد. به عبارت دیگر در بلند مدت مصرف انرژی و موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت می گذارند. هم‌چنین نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا و آزمون علیت گرنجر در مطالعه‌ی آن‌ها، بیان کننده‌ی عدم وجود ارتباط کوتاه مدت بین مصرف انرژی و موجودی سرمایه با تولید ناخالص داخلی است. نتایج حاصل از مطالعه‌ی ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) در خصوص رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده های عمده‌ی نفتی در دوره‌ی ۱۳۳۸- ۱۳۷۸ با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری نشان می دهد در کوتاه مدت رابطه‌ی علّی از مصرف فرآورده های نفتی به تولید ناخالص داخلی وجود ندارد، ولی در بلند مدت رابطه‌ی علّیت از مصرف فرآورده ها به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. هم‌چنین در کوتاه مدت، رابطه‌ی علّی ضعیفی از تولید به مصرف فراورده ها وجود دارد. هم‌چنین در بلند مدت نیز، رابطه‌ی علّی از تولید ناخالص داخلی به مصرف فرآورده ها مشاهده می شود. لذا در صورت تمایل به سرعت بخشیدن روند توسعه‌ی اقتصادی و اجتماعی، پرهیز از سیاست های شدید، محدود سازی مصرف فرآورده های عمده‌ی نفتی ضروری است.

در مطالعه‌ی آرمن و زارع (۱۳۸۴) رابطه‌ی علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶- ۱۳۸۱ با استفاده از روش تودا و یاماماتو[1] (۲۰۰۰)مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از وجود رابطه‌ی علّیت گرنجری یک‌طرفه از مصرف فراورده های نفتی و مصرف برق به رشد اقتصادی است، لذا افزایش مصرف هر کدام از این حامل‌های انرژی محرّک رشد اقتصادی خواهد بود و در اجرای هر گونه سیاست صرفه جویی در مصرف هر کدام از این حامل‌های انرژی، ضروری است تا جانب احتیاط رعایت شود. از طرفی به‌علت وجود رابطه‌ی علّیت گرنجری یک‌طرفه از

1-Toda and Yamamato

Archive of SID

www.SID.ir

رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جـــامد نتیجه گرفتند که رشد اقتصادی می تواند بر مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد اولویت داده شود. بر اساس نتایج این مطالعه روش‌های صرفه جویانه در مصرف این حامل‌های انرژی بدون این‌که رشد اقتصادی را مختل کند، می تواند به کار گرفته شود.

۲-۳- روند مصرف انرژی ، تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران :

مصرف انرژی در طول سی سال گذشته تقریباً هشت برابر افزایش یافته است. به این ترتیب که ازحدود نود میلیون بشکه نفت در سال ۱۹۷۱ به هفتصد میلیون بشکه در سال ۲۰۰۱ رسیده است. (ماسارت[1]، ۲۰۰۳)

در همین دوره میزان رشد مصرف انرژی سالانه ۷/۸ درصد برآورد شده است . این افزایش سریع در مصرف، تنها ناشی از فرایند رو به رشد و مداوم صنعتی شدن نبوده است، بلکه این روند منعکس کننده‌ی دو مشکل ساختاری رو به فزونی است. اول این‌که مصرف انرژی در بخش‌های بدون بهره وری با شتاب فراوان افزایش داشته است. دوم این که کاربری انرژی در هر یک از بخش های جامعه از روند جهانی فاصله گرفته و افزایش تصنعی داشته است. در جدول شماره‌ی یک در طول یک دوره‌ی ۲۵ ساله در بخش خانوار و تجارت ۵۵۸ در صد، در بخش حمل و نقل ۳۵۳ درصد، در صنعت ۳۸۵ درصد و در بخش کشاورزی ۲۵۴ درصد افزایش در مصرف انرژی مشاهده می شود. (همان، ۲۰۰۳)

1-Massart

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی یک - تغییرات ساختاری در مصرف انرژی ایران

مصرف نهایی انرژی/ سال	۱۹۷۶		۱۹۹۱		۲۰۰۰	
	معادل میلیون بشکه نفت	درصد	معادل میلیون بشکه نفت	درصد	معادل میلیون بشکه نفت	٪درصد
خانوارها و تجارت	۵۰/۵۷۰	۲۰/۷	۱۳۴/۴	۳۰/۹	۲۸۲/۳۶۰	۴۰
صنعت	۴۹/۴	۲۰/۲	۱۲۵/۶	۲۸/۹	۱۹۰/۳۲۰	۲۷
حمل و نقل	۴۵/۴	۱۸/۶	۱۰۲/۴	۲۳/۶	۱۶۰/۵۱	۲۲/۸
کشاورزی	۹/۷۶	۴	۳۱/۳۵	۷/۲	۲۴/۸۲	۳/۵
سایر	۸۹/۳	۳۶/۵	۴۰/۸۵۰	۹/۴	۴۷/۲۷	۶/۷
مجموع	۲۴۴/۴۳	۱۰۰	۴۳۴/۶	۱۰۰	۷۰۵/۲۸	۱۰۰

Source: Massart , M. 2003 « Irans Energy Policy Current Dilemmas and Perspective for a sustainable Energy Policy».

همان‌طوری که مشاهده می شود تغییر مصرف انرژی از بخش های مولّد صنعت و کشاورزی به بخش های غیر مولّد خانوار و تجارت در سال ۲۰۰۰، صورت پذیرفته است. سهم این بخش ها در مصرف انرژی ۶۲/۸ درصد محاسبه شده است که به نحو چشمگیری بزرگ‌تر از ۳۹/۳ درصد مربوط به سال ۱۹۷۶ می باشد. الگوی مصرف انرژی ایران به طرز غیر قابل انکاری، مصرف گرا و در زمره‌ی کشورهای تولید کننده‌ی نفت با بهره وری پایین است. به عبارت دیگر، در حالی که مصرف انرژی جهان با میزانی کندتر از نرخ رشد اقتصاد در حال رشد است، مصرف انرژی در ایران سریع‌تر از تولید ناخالص داخلی در حال افزایش است. (ماسارت[1]،۲۰۰۳)

ناکارایی شدید در مصرف انرژی یکی از خصوصیات الگوی مصرف انرژی در ایران است. برای محاسبه‌ی شدّت انرژی نیز می توان مصرف نهایی داخلی انرژی را بر تولید ناخالص داخلی تقسیم کرد. بر این اساس شدّت انرژی در ایران بعد از کشورهای شوروی

1-Massart

Archive of SID

www.SID.ir

سابق، بیشترین مقدار را در میان کشورهای جهان دارد. (تراز نامه‌ی انرژی، ۱۳۸۲) در حالی‌که ژاپن با کمترین مقدار شدّت انرژی، برای حصول هزار دلار تولید ناخالص داخلی تنها ۰/۰۶ تن معادل نفت خام انرژی مصرف می کند، مصرف ایران پانزده برابر آن (۰/۹۰ تن) است. بر همین اساس اقتصاد کشور برای تولید ارزش افزوده ای معادل هزار دلار، به ترتیب ۵/۳ برابر متوسط جهان، ۳/۳ برابر متوسط کشورهای آسیایی، ۳/۲ برابر ترکیه، ۲/۶ برابر هند و ۲ برابر چین و ونزوئلا انرژی مصرف می کند. چنان‌چه مقایسه‌ی فوق بر اساس PPP صورت بگیرد، آن‌گاه می توان ملاحظه کرد که وضعیت ایران بهتر از کشورهای شوروی سابق، عربستان، متوسط خاور میانه و ونزوئلا خواهد بود. (همان، ۱۳۸۲) اما هم‌چنان شدّت انرژی سه برابر آسیا، ۲/۵ برابر چین، ۲/۳ برابر پاکستان و ژاپن، ۱/۹ برابر متوسط جهان ترکیه است. (همان، ۱۳۸۲)

جدول شماره‌ی دو - ضریب انرژی ایران در دوره های مختلف

دوره	متوسط نرخ رشد سالانه‌ی تولید ناخالص داخلی (درصد)	متوسط نرخ رشد سالانه‌ی مصرف انرژی (درصد)	ضریب انرژی
۱۳۴۶ -۵۷	۸/۶	۱۲/۱	۱/۴۱
۱۳۵۷ -۶۸	-۱/۹	۱۰/۱	-۵/۲۷
۱۳۶۸ -۸۲	۵	۵/۶	۱/۱۱
۱۳۸۲ -۸۴	۴/۵	۷/۴	۱/۵۲

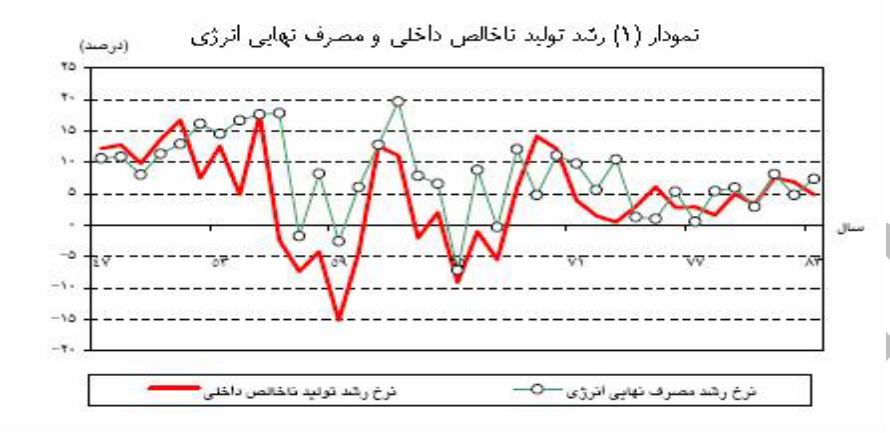
منبع: ترازنامه‌ی انرژی سال ۱۳۸۴. ارقام بر حسب سال پایه ۱۳۷۶ می‌باشند.

اطلاعات ارائه شده در جدول شماره‌ی دو بیان کننده‌ی شاخص ضریب انرژی (نسبت نرخ رشد مصرف انرژی به نرخ رشد اقتصادی) است. معمولاً در ارزیابی ضریب انرژی آن‌را با عدد یک مقایسه می کنند. رشد مصرف انرژی در روند توسعه‌ی اقتصادی اغلب از نرخ کاهنده برخوردار است. هم‌چنین انتظار می رود که کشورهای توسعه یافته مصرف انرژی را با توجه به میزان تولیدات خود به حداقل ممکن رسانده باشند. در دوره‌ی ۱۳۶۸- ۱۳۸۲ ضریب انرژی با کاهش مناسبی به عدد ۱/۱۱ رسیده است. در دوره‌ی ۱۳۸۲- ۱۳۸۴ مجدداً ضریب انرژی افزایش یافته و به عدد ۱/۵۲ بالغ شده است. برای

Archive of SID

www.SID.ir

بررسی بیشتر روند رشد تولید ناخالص داخلی و رشد مصرف نهایی انرژی در ایران، در نمودار شماره‌ی یک ترسیم شده است.



منبع: یافته های تحقیق

نمودار شماره‌ی یک مبیّن آن است که ارتباط معنی داری بین نرخ رشد مصرف انرژی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کشور وجود داشته است. در نمودار مشخص است که در سال های ۱۳۵۷- ۱۳۶۸ به دلیل شرایط ویژه‌ی حاکم بر کشور به خصوص جنگ تحمیلی، روند رشد تولید ناخالص داخلی و همگام با آن رشد مصرف نهایی انرژی دستخوش تحولات زیادی بوده است. که می تواند ناشی از قابل اعتماد نبودن آمار و اطلاعات در این دوره نیز باشد. (ترازنامه‌ی انرژی: ۱۳۸۴)

درخصوص نیروی کار نیز این مسأله را نباید نادیده گرفت که به‌دلیل جوان بودن جمعیت کشور، سهم قابل توجهی از نیروی کار در زیر سن سی سالگی قرار می گیرند که در این محدوده‌ی سنی معمولاً سهم شاغلین رسمی پایین است. از این رو این استنتاج که نرخ اشتغال غیر رسمی در ایران بالا است، تقویت می شود. به هر حال ذکر این نکته ضروری است که، ارائه‌ی تحلیل در مورد ترکیب بخشی اشتغال در ایران، به

Archive of SID

www.SID.ir

دلیل قابل اعتماد نبودن ارقام اشتغال، می تواند گمراه کننده باشد.(مرکز آمار ایران: ۱۳۷۵)

با توجه به نتایج سرشماری های به‌عمل آمده، جمعیت کشور در سال ۱۳۵۵ از ۳۳/۷ میلیون نفر با نرخ رشد متوسط ۳/۱۲ درصد به ۵۵/۸ میلیون نفر در سال ۱۳۷۵ رسیده است. طی همین مدت، نرخ واقعی مشارکت نیروی کار از ۴۲/۶ درصد به ۳۸/۱ درصد کاهش یافته است. در بین ۳۸/۷ میلیون نفر جمعیت ده ساله و بیشتر در سال ۱۳۷۵، تنها ۱۴/۷ میلیون نفر از نظر اقتصادی فعال بوده اند. از این میزان، ۸۹ درصد یعنی حدود سیزده میلیون نفر شاغل و مابقی بی‌کار تلقی شده اند. مشکلی که به موازات آن، بر نگرانی‌های سیاست‌گذاران می افزاید، کاهش میانگین بهره وری نیروی کار در اقتصاد ایران است. بر اساس اطلاعات موجود، بهره وری نیروی کار در کشور به قیمت‌های ثابت سال ۶۱، از ۱۴۹۲۷۳ ریال در سال ۱۳۵۵، به سطح ۹۷۱۸۷ ریال در سال هفتاد تقلیل یافته است. سپس، با اندکی افزایش به ۱۰۱۲۷۵ ریال در سال ۷۵ بالغ گردیده است. (مرکز آمار ایران: ۱۳۷۵)

بر اساس نظریه‌ی اقتصاد کلان، با افزایش بازدهی عوامل تولید، نرخ سود مورد انتظار افزایش یافته است و در نتیجه تقاضا برای عوامل تولید را افزایش خواهد داد. در چنین حالتی، انتظار می رود که میزان تولید افزایش یابد و تولید متوسط (بهره وری) متحمل کاهش شدید نشود. البته، یک احتمال دیگر برای توجیه کاهش بهره وری عامل کار در ایران، می تواند بروز تغییر در ساختار تکنولوژی تولید در بخش‌های مختلف اقتصاد باشد. لذا، ارزیابی این مسأله، نیازمند بررسی نسبت‌های بخشی عوامل تولید خواهد بود. به هر صورت، کاهش بهره وری نیروی کار در اقتصاد ایران می تواند مبیّن این واقعیت باشد که توانایی تولید نیروی کار در اقتصاد در حال تنزل است. (خشادوریان و خیابانی: ۱۳۸۰)

۳- روش تحقیق :

۳-۱- آزمون دیکی فولر :

یک فرایند تصادفی وقتی ایستا خواهد بود که فرآیند تولید داده ها (که مشاهدات، حاصل آن است) دارای میانگین، واریانس و کوواریانس مستقل از عامل زمان باشد. دو

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون دیکی فولر[1] و دیکی فولر تعمیم یافته[2] از ساده ترین آزمون ها در عمل می باشد. ایستایی در صورتی پذیرفته می شود که δ به شکل معنا داری منفی گردد.

$$\Delta Y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

برای اصلاح می توان مدل رگرسیون را با افزودن یک عدد ثابت یا یک روند جبری اصلاح کرد. با افزودن یک عدد ثابت به مدل، مدل مناسب برای آزمون دیکی فولر تعمیم یافته به دست می آید.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

انجام این آزمون به‌راحتی توسط نرم افزار Eviews 5.1 امکان پذیر می باشد.

۳-۲- آزمون های همگرایی :

بعد از تایید ریشه‌ی واحد برای داده ها، این سؤال مطرح است که آیا ارتباط تعادلی بلند مدت بین متغیّر ها وجود دارد؟ از آن‌جا که ممکن است متغیّرها در تفاضل مرتبه‌ی اول ایستا شوند به علت حذف جملات سطح، اطلاعات بلند مدت از بین می رود و نتایج حاصل از تخمین رگرسیون قابل اعتماد نمی باشد. چنان‌چه بین دو متغیّر رابطه‌ی همگرایی وجود داشته باشد، به معنی وجود ارتباط تعادلی بلندمدت بین آن‌هاست.

روش جوهانسن[3]، حداکثردرستنمایی را برای تعیین وجود بردارهای همگرایی در سری‌های زمانی ناایستا به کار می برد.

جوهانسن و جوسلیوس[4] (۱۹۹۰) یک مدل اتورگرسیو برداری سه بعدی (۱×۳) با خطاهای گوسی را به این شکل بیان می کنند :

$$Y_t = A_1 Y_{t_1} + A_2 Y_{t_2} + \ldots + A_k Y_{t_K} + \mu_t \varepsilon_t \quad , t = 1,2, \ldots .T$$

که در آن Y_t اشاره به مصرف انرژی، اشتغال و تولید دارد. انجام این آزمون نیز توسط نرم افزار Eviews 5.1 امکان پذیر است.

1-DF
2-ADF
3-Johansen
4-Johansen and Juselius

Archive of SID

www.SID.ir

۳-۳- آزمون علیت :

گرنجر[1] (۱۹۸۸) نشان می دهد که اگر یک بردار همگرایی بین مصرف انرژی، اشتغال و تولید وجود داشته باشد، حداقل در یک جهت بین این متغیّرها علیت وجود دارد. بنابراین، آزمون‌های علیت گرنجر می تواند به منظور آزمون نوع ارتباط استفاده واقع شود. گرنجر (۱۹۸۶) و انگل و گرنجر (۱۹۸۷) آزمون علیتی را انجام می دهند که اطلاعات حاصل از همگرایی متغیّرها را به‌کار می برد. مدل مورد نظر می تواند به عنوان مدل تصحیح خطا[2] بیان شود.

$$\sum_{i=1}^{m} a_i \Delta y_{1,t-1} + \sum b_i \sum_{i=1}^{m} Y_{2,t-1} + \sum_{i=1}^{m} c_i \Delta Y_{3,t-1} \Delta Y_{it} = \varepsilon_{it} + \mu_{it} + B' z_{t-1} +$$

که Y_{it} اشاره به مصرف انرژی، اشتغال یا تولید دارد. $B' z_t$ ، r جمله‌ی همگرایی را شامل می شود و منعکس کننده‌ی ارتباط تعادلی بلند مدت بین متغیّرها است.
آزمون‌های علّیت گرنجر با این آزمون که آیا همه‌ی ضرایب $\Delta Y_{2,t-1}$ و یا $\Delta Y_{3,t-1}$ به‌طور آماری مغایر با صفر هستند و بر اساس آزمون F استاندارد و این‌که ضریب β جمله‌ی تصحیح خطا، معنادار است انجام می گیرد . ازاین رو آزمون‌های علیت گرنجر به انتخاب وقفه بسیار حساس هستند. در این مقاله طول وقفه با روش هیسائو[3] بر پایه شرح گرنجر (۱۹۶۹) از علیت و معیار حداقل خطای پیش بینی نهایی آکائیک[4] FPE استخراج می شود. این روش به تکنیک گام به گام گرنجر معروف است که معیارهای آماری را برای انتخاب وقفه‌ی بهینه با استفاده از اطلاعات گذشته ایجاد می کند.
معیار FPE به این شکل می باشد:

$$FPE = \frac{T+n+m+1}{T-n-m-1} \frac{SSE(n,m)}{T}$$

1-Granger
2-Ecm
3-Hisao
4-Final Prediction Error

Archive of SID

www.SID.ir

که T تعداد مشاهدات می باشد . در ابتدا رگرسیون های زیر را برآورد کنیم:

$$\Delta y_t^I = \alpha_0 + ae_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1i} y_{t-i}^I + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{2i} \Delta y_{t-i}^D + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t^D = \beta_0 + be_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_{1i} \Delta y_{t-i}^D + \sum_{i=1}^{m} \beta_{2i} \Delta y_{t-i}^I + \varepsilon_{2t}$$

برای رگرسیون اولی ابتدا جملات تأخیر Δy_t^D راخارج ، و تنها وقفه های Δy_t^I را منظور می کنیم. یعنی از محاسبه m=0 و n=1 آغاز می شود. این مرحله تکرار می شود که $n = n^*$ و مقدار FPE برای m =0 حداقل گردد. سپس با ثابت نگه داشتن $n = n^*$ ، مقدار FPE برای m های مختلف محاسبه می شود تا زمانی‌که $m = m^*$ و حداقل FPE حاصل شود.

۳-۴- واکنش تکانه ای[1] و تجزیه‌ی واریانس[2] :

به علت دشواری تفسیر ضرایب تخمین زده شده در الگوی VAR، به تجزیه‌ی واریانس و توابع واکنش تکانه ای در الگوی VAR مراجعه می کنیم، تابع واکنش تکانه ای نشان می دهد متغیّرهای درون زا به هر یک از تغییرات چگونه پاسخ می دهند. این تابع، اثرات متقابل و پویا را بین متغیّرها بر قرار، و مشاهده‌ی سرعت تعدیل متغیّرها را در سیستم امکان پذیر می سازد. برای مثال واکنش تکانه ای، پاسخ‌های مورد انتظار از مصرف انرژی و اشتغال را به تغییرات محصول نشان می دهد. تجزیه‌ی واریانس، درصد واریانس خطای پیش بینی متغیّر را در نتیجه‌ی شوک از یک متغیّر درون سیستم، اندازه گیری می کند. سیمز[3](۱۹۸۲) بیان می کند که اگر متغیّر به درستی برون زا باشد، درنتیجه تغییرات آن متغیّر، واریانس خطای پیش بینی متغیّرها را با در نظر گرفتن سایر متغیّرها، در یک سیستم توضیح می دهد.

1-Impulse Response Function
2-Variance Decomposition
3-Simz

Archive of SID

www.SID.ir

بر اساس استنباط سیمز(۱۹۸۶و۱۹۸۰) و همیلتون[1] (۱۹۹۴)، بیان یک مدل اتو رگرسیو برداری سه بعدی (۱ × ۳) با مرتبه k ام به این شکل است :

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_i$$

که در آن ϵ_t یک بردار ۱ × ۳ خطا و α بردار مقادیر ثابت ۱ × ۳ می باشد و A_i ماتریس های ۳ × ۳ متعامد هستند .

$$E[\varepsilon_t]=0 \text{ and } E[\varepsilon_t|Y'_{t-1}]= 0_{3*3} \quad , \quad i=1,2,\ldots,k$$

۴- نتایج تجربی

۴-۱- داده ها :

تحلیل تجربی این مطالعه با استفاده از اطلاعات سالانه‌ی اشتغال کل، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در طول دوره ۱۳۵۰- ۱۳۸۴ به‌دست آمده است. اطلاعات مورد نظر به ترتیب از آمارهای دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور، ترازنامه‌ی انرژی معاونت امور انرژی - دفتر برنامه ریزی انرژی وزارت نیرو، حساب‌های ملی ایران به قیمت جاری و ثابت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است، تمامی متغیّر ها به شکل لگاریتمی در نظر گرفته شده اند.

۴-۲- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد :

نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته با استفاده از نرم افزار Eviews 5.1 نشان می دهد متغیّرها در سطح ایستا نبوده است ، ولی پس از یک‌بار تفاضل گیری و در سطح اعتبار پنج درصد ایستا می گردند.

1-Hamilton

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی سه - نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته در سطح داده ها و عرض از مبدأ

متغیر	مدل	آماره‌ی دیکی – فولر تعمیم یافته	(۹۵درصد) مقادیر بحرانی مک کینون
Lgdp	C	- ۲/۲۳	- ۲ / ۹۶
Lcet	C	- ۳/۱۹	- ۲ / ۹۶
Lemp	C	۱/۴۵	- ۲ / ۹۶

منبع : یافته های تحقیق

جدول شماره‌ی چهار - نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه‌ی اول داده ها و عرض از مبدأ

متغیر	مدل	آماره‌ی دیکی – فولر تعمیم یافته	(۹۵درصد) مقادیر بحرانی مک کینون
Lgdp	C	- ۳ / ۶۸	- ۲ / ۹۶
Lcet	C	- ۴ / ۲۷	- ۲ / ۹۶
Lemp	C	-۳ / ۹۵	- ۲ / ۹۶

منبع : یافته های تحقیق

با توجه به سطح اعتبار پنج درصد و با تفاضل مرتبه‌ی دوم و نیز با وجود عرض از مبدأ و یک دوره‌ی تاخیر زمانی، مقدار t از مقادیر بحرانی مک کینون کمتر بوده و لذا متغیرها ایستا هستند. به عبارتی اثر شوک وارده به متغیّر میراست و رگرسیون کاذب نمی باشد.

۴-۳- نتایج آزمون همگرایی :

نتایج آزمون همگرایی بر اساس روش جوهانسن با فرض عدم وجود عرض از مبدأ و نیز فرض وجود عرض از مبدأ در جداول زیر برآورد شده است:

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی پنج - آزمون تعیین بردارهای همگرایی بر اساس روش جوهانسن در نرم افزار EVIEWS با فرض عدم وجود عرض از مبدأ یا روند

فرضیه	گزینه	آماره	مقداربحرانی در سطح۵ درصد
R =۰	r ≥ 1	۳۶ / ۲۷	۲۴ / ۳۱
R= ۱	r ≥ 2	۱۴ / ۳۴	۱۲ /۵۳
R= ۲	r ≥ 3	۵ / ۹۱	۳ / ۸۴

منبع : یافته های تحقیق

نتایج آزمون همگرایی نشان می دهد که مقدار آماره‌ی محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آن در سطح ۹۵درصد است. از این رو سه بردار همگرایی درسطح اعتبار پنج درصد وجود دارد. وجود این بردارها تأیید وجود ارتباط تعادلی بلند مدت بین متغیّرهاست.

جدول شماره‌ی شش - آزمون تعیین بردارهای همگرایی بر اساس روش جوهانسن در نرم افزار EVIEWS با فرض وجود عرض از مبدأ بدون روند زمانی

فرضیه	گزینه	آماره	مقداربحرانی در سطح۵ درصد
R =۰	r ≥ 1	۴۱/۰۷	۳۴/۹۱
R= ۱	r ≥ 2	۱۹/۱۴	۱۹/۹۶
R= ۲	r ≥ 3	۷/۳۵	۹/۲۴

منبع : یافته های تحقیق

مقدار آماره‌ی محاسبه شده در یک مورد بزرگ‌تر از مقدار بحرانی از سطح ۹۵ درصد است، پس یک بردار همگرایی درسطح اعتبار پنج درصد وجود دارد .

۴-۴- نتایج آزمون علیت :

با انجام آزمون علیت گرینجر (با استفاده از تکنیک گام به گام گرنجر) نتایج زیر حاصل شده است:

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی هفت - نتایج آزمون علیت

Lcetعلت گرنجری Lgdp می باشد.	Lgdp[۴] Lcet[۶]
Lcet علت گرنجری Lemp نمی باشد.	Lemp[۲]Lect[۱]
Lgdp علت گرنجری Lcet نمی باشد.	Lcet[۵] Lgdp[۲]
Lemp علت گرنجری Lcet می باشد.	Lcet[۵] Lemp[۴]
Lemp علت گرنجری Lgdp می باشد.	Lgdp[۴] Lemp[۳]
Lgdp علت گرنجری Lemp نمی باشد.	Lemp[۲] Lgdp[۱]

منبع : یافته های تحقیق

اعداد داخل کروشه در جدول فوق به ترتیب از چپ به راست وقفه بهینه متغیّر وابسته و سپس با وارد کردن متغیّر مستقل وقفه‌ی بهینه بین دو متغیّر را نشان می دهد. ملاحظه می گردد علیت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. هم‌چنین نتایج بیان می دارد علیت یک طرفه ای از اشتغال به مصرف انرژی وجود دارد.

در جدول شماره‌ی هفت ابتدا lgdp را متغیّر وابسته در نظر گرفته و با وقفه های مختلف روی خودش رگرس کرده و در هر مرحله FPE محاسبه شده است. در وقفه‌ی (۴)، FPE حداقل گردید که می توان آن را به عنوان وقفه‌ی بهینه برای lgdp منظور کرد. سپس مصرف انرژی lcet را به عنوان متغیّر مستقل وارد و رگرسیون با وقفه‌ی (۴) برای متغیّر وابسته lgdp و وقفه های مختلف برای lcet ادامه پیدا می کند. زمانی که $FPE_{lgdp,lcet}$ حداقل می گردد، همان وقفه (۶) برای lcet است. بنابراین وقفه‌ی (۶) به عنوان وقفه‌ی بهینه برای مصرف انرژی انتخاب می گردد.

در سطر اول جدول شماره‌ی هفت، FPE حاصله برای متغیّر وابسته به تنهایی بیشتر از FPE دو متغیّر بوده است. لذا lcet علت lgdp می باشد. در سطر دوم FPE حاصله برای متغیّر وابسته lemp (که طول وقفه‌ی بهینه اش با روش فوق دو به‌دست آمده است) عددی کمتر از FPE دو متغیّر lemp و lcet است. از این رو، متغیّر مستقل lcet علت متغیّر وابسته نشده است.

۴-۵- واکنش تکانه ای و تجزیه‌ی واریانس :

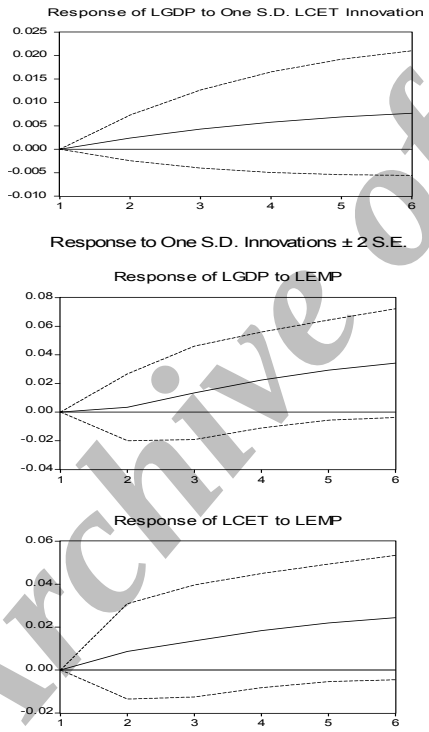
به منظور اطمینان از صحّت نتایج آزمون علیت گرنجر در طول دوره های شش ساله واکنش تکانه ای هر یک از متغیّرها به یک واحد شوک مثبت متغیّر مستقل در شکل

Archive of SID

www.SID.ir

نشان داده شده است. خطوط نقطه چین بیان کننده‌ی دو مرز انحراف استاندارد اطراف نقطه تخمین به منظور قضاوت اعتبار آماری توابع واکنش تکانه ای هستند. در شکل اول خط پر رنگ واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک مصرف انرژی است که پس از سال اول به تدریج افزایش یافته و این تأثیر مثبت تا دوره‌ی ششم از بین نمی رود. شکل دوم واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک اشتغال است که پس از سال اول و تا سال دوم افزایش جزئی داشته و پس ا ز آن تا سال ششم روند صعودی یافته است که این اثر تا پایان دوره‌ی مورد بررسی به صفر نمی رسد و در شکل آخر نیز پاسخ مصرف انرژی به شوک اشتغال را نشان می دهد که تا سال ششم روند افزایشی را طی می کند.

شکل شماره‌ی یک- تصاویر مربوط به واکنش تکانه ای



Archive of SID

www.SID.ir

جداول (۱-۸)، (۲-۸) و (۳-۸) واکنش‌های تکانه ای را از جهت تأثیر تغییر در هر متغیر بر تغییرات سایر متغیّرها نشان می دهد. در مجموع تأثیر از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی و اشتغال در طول دوره‌ی شش ساله مثبت بوده است. همچنین تأثیر از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و اشتغال مثبت و تأثیر از اشتغال به مصرف انرژی و تولید نا خالص داخلی نیز مثبت ارزیابی می گردد.

جدول شماره‌ی ۱-۸- پاسخ به یک شوک انحراف استاندارد Lgdp

سال	Lcet	Lemp
۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۲	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۴۳
۳	۰/۰۰۴۳	۰/۰۰۷۶
۴	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۰۱
۵	۰/۰۰۶۹	۰/۰۱۲۱
۶	۰/۰۰۷۷	۰/۰۱۳۶

جدول شماره‌ی ۲-۸- پاسخ به یک شوک انحراف استاندارد Lemp

سال	Lgdp	Lcet
۱	۰/۰۰۷۴	۰/۰۰۳۹
۲	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۳۲
۳	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۲۶
۴	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۲۰
۵	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۱۵
۶	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۱۱

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی ۳-۸- پاسخ به یک شوک انحراف استاندارد Lcet

سال	Lgdp	Lemp
۱	۰ /۰۲۹	۰ /۰۰۰۰
۲	۰ /۰۲۵۹	۰ /۰۰۵۹
۳	۰ / ۰۲۳۱	۰ /۰ ۱۱۲
۴	۰ /۰۲۰۹	۰ /۰۱۵۹
۵	۰ /۰۱۸۸	۰ /۰۲۰۲
۶	۰ /۰۱۷۱	۰ /۰۲۴۱

منبع : یافته های تحقیق

جدول شماره‌ی نه - تجزیه واریانس

Variance Decomposition of LGDP:				
Period	S.E.	LGDP	LCET	LEMP
1	0.033048	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.045835	98.36038	0.811653	0.827966
3	0.051457	94.60901	4.542026	0.848962
4	0.053588	92.54246	4.217459	3.240085
5	0.060790	74.73900	8.684469	16.57653
6	0.074648	51.86720	15.55528	32.57753
Variance Decomposition of LCET:				
Period	S.E.	LGDP	LCET	LEMP
1	0.042536	8.926539	91.07346	0.000000
2	0.058017	12.35329	78.24608	9.400630
3	0.072155	9.549917	81.20937	9.240709
4	0.080777	8.120628	78.86282	13.01655
5	0.087863	7.341287	72.30671	20.35201
6	0.095303	7.049946	63.23986	29.71020
Variance Decomposition of LEMP:				
Period	S.E.	LGDP	LCET	LEMP
1	0.013430	19.52646	1.934753	78.53879
2	0.023236	19.14186	2.089818	78.76833
3	0.028666	18.08204	1.400343	80.51761
4	0.033131	16.12129	1.059376	82.81933
5	0.037849	14.09171	0.896902	85.01139
6	0.043018	12.50744	1.049030	86.44353
Ordering: LGDP LCET LEMP				

منبع : یافته های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

تجزیه‌ی واریانس بیان کننده‌ی سهم واریانس خطای پیش بینی برای هر متغیّر است که به تغییرات خودش و شوک‌های وارده به سایر متغیّرهای سیستم عطف داده می شود. تجزیه‌ی واریانس هم تأثیرات مستقیم و هم غیر مستقیم را دربر می گیرد. درجدول شماره‌ی نه تجزیه‌ی واریانس برای یک دوره‌ی زمانی شش ساله نمایش داده شده است . با توجه به این‌که سهم بزرگی از واریانس خطای پیش بینی تولید ناخالص داخلی با اشتغال پاسخ داده شده (۳۲/۵۷ درصد تا شش سال) و از طرفی این سهم در خصوص مصرف انرژی برای دوره‌ی مورد بررسی ۷۱/ ۲۹ درصد است، نتایج حاصل از یافته های آزمون علیت مورد تأیید می باشد که علیت یک طرفه ای از اشتغال به مصرف انرژی و تولید نا خالص داخلی وجود دارد. نتایج این مطالعه، حاکی از این واقعیت است که چنان‌چه افزایش مصرف انرژی ناشی از افزایش اشتغال باشد، این امر رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. از این رو، در شرایطی که افزایش اشتغال به سختی امکان پذیر باشد، می توان روش‌های صرفه جویانه در مصرف حامل‌های انرژی را بدون کند کردن رشد اقتصادی به کار گرفت.

۶- نتیجه گیری :

در این مطالعه برای آزمون ارتباط علّی بین مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران طی سال‌های۱۳۵۰-۱۳۸۴ از تجزیه و تحلیل همگرایی و آزمون علّیت هیسائو استفاده شده است. نتیجه‌ی آزمون همگرایی جوهانسن (۱۹۸۸) نشان دهنده‌ی وجود سه بردار همگرایی است. نتایج حاصله از علّیت هیسائو بیان کننده‌ی علیت یک طرفه از مصرف انرژی و اشتغال به تولید نا خالص داخلی و از اشتغال به مصرف انرژی است. هم‌چنین برای بررسی رفتار پویای مدل واکنش تکانه ای و تجزیه‌ی واریانس نیز وارد تحلیل شده اند که نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر را تأیید می کنند. در طول دوره‌ی مورد بررسی، مصرف انرژی محرّک تولید ناخالص داخلی و اشتغال نیز مقدم بر مصرف انرژی می باشد. از این رو، می توان برداشت کرد که اعمال سیاست های صرفه جویی در مصرف حامل‌های انرژی در شرایط تعقیب برنامه های ایجاد اشتغال باید با احتیاط کامل صورت بگیرد تا مانع رشد تولید نگردد. در این رابطه اتّخاذ سیاست‌های

Archive of SID

www.SID.ir

مناسب در جهت افزایش بهره وری در مصرف و استفاده‌ی بهینه از این حامل‌های انرژی نسبت به سیاست‌های مبتنی بر کاهش کمّی در مصرف این حامل‌ها از اولویت بیشتری برخوردار خواهد بود. با توجه به این‌که صنعت کشور تاکنون از مزیت انرژی ارزان برخوردار بوده است، برای حفظ قدرت رقابتی ناشی از این امر حرکت به سمت استفاده‌ی بیشتر از انرژی در بخش‌های مولّد به جای بخش خانوار و خدمات که دارای بهره وری کمی می باشند و هم‌زمانی کاهش مصرف انرژی و جانشینی آن با سایر عوامل تولید، ضروری است.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مآخذ :

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

۲- ابریشمی ، حمید و مصطفایی ، آذر (۱۳۸۳) **بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فراورده های عمده‌ی نفتی در ایران** ، مجله‌ی دانش و توسعه ، شماره‌ی ۱۴ ، ص ۱۱ - ۴۵ .

۳- وزارت نیرو : **ترازنامه‌ی انرژی،سال‌های مختلف**،معاونت امورانرژی،دفتربرنامه ریزی انرژی، - توکلی،اکبر(۱۳۷۸) **اقتصاد سنجی کاربردی**،اصفهان:انتشارات مانی .

۴- اداره‌ی حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی (۱۳۸۳) **حساب های ملی ایران**.

۵- خشادوریان، ادموند و خیابانی، ناصر (۱۳۸۰) **طرح یک الگوی کلان سنجی پویا برای سیاست‌گزاری در اقتصاد ایران** ، تهران: معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.

۶- مرکز آمار ایران(۱۳۸۵) **سالنامه آماری کشور**.

۷- سند بانک جهانی ، گروه توسعه‌ی اجتماعی و اقتصادی منطقه‌ی خاور میانه و آفریقای شمالی (۲۰۰۳) **اقتصاد ایران از دیدگاه جهنی ، گذار ایران در تبدیل ثروت نفت به توسعه** ، احمد عظیمی بلوریان ، سازمان بورس اوراق بهادار تهران ، ۱۳۸۳ .

۸- قبادی ، نسرین (۱۳۷۶) بررسی رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ، دومین همایش ملی انرژی ایران ، ص ۵۶۵ – ۵۸۱.

۹- طاهری فرد ، احسان و رحمانی ، علی (۱۳۷۶) **رابطه‌ی علّی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در اقتصاد ایران**، شیراز: دانشگاه شیراز.

۱۰- ملکی ، رضا (۱۳۷۸) **بررسی رابطه‌ی علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران** ، پایان نامه کارشناسی ارشد ، تهران : دانشگاه شهید بهشتی.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۱- وافی ، داریوش (۱۳۸۱) **تحلیل روند بهره وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی طی سه دهه‌ی گذشته و محاسبه‌ی کشش نهاده ای و قیمتی انرژی در بخش صنعت** ، مؤسسه‌ی مطالعات بین المللی انرژی.

12- Akaike , H . (1969) ***Statistical predictor identification*** , Annals of the Institute of Statistical Mathematics , 21 , 203 .

13- Akarc , A . T. and Long , T . V . (1979) Energy and ***employment : a time – series analysis of the causal relationship*** , Resources and Energy , 2 , 151 – 62

14- Akarca , A . T . and long , R . V . (1989) ***on the relationship between energy and GNP : a reexamination*** , Journal of Energy and Development , 5 , 326 – 31 .

15- Chan , Tsangyao. Fang , Wenshwo and wen , li – Fang . (2001) ***Energy consumption , employmen , outpu , temporal causality : evidence from Taiwan based on coinegration and error – correction modeling techniques*** . Feng chia University . Department . and Graduate Institute of Economics.

16- Erol , U . and Yu , E . S .H . (1987) ***On the causal relationship between energy and income for industrialized countries*** , Journal of Enrgy and Development , 13 ,113 – 22 .

17- Granger , C . W . J . (1969) ***Investigating causal relationship by econometric models and crros – spectral methods*** , conometrica , 37 , 424 -38

18- Granger , C . W . J . (1988) ***Som recent development in a concept of causality ,*** Journal of - Econometrics , 39 , 199 – 211

19- Hsiao , C . (1979) ***Causality tests in econometrics*** , Journal of Economic Dynamics and Control , 4 , 321 – 46 .

Archive of SID

www.SID.ir

20- Hsiao , C . (1981) ***Autoregressive modeling and mony – income causality detection*** , Journal of Monetary Economics , 7 , 85 -106 .
21-Johanson , S . (1988) ***Statistical analysis of cointegration vectors*** , Journal of Economic Dynamics and Control , 12 , 231 – 54 .
22- Kraft , J and Kraft , A . (1978) ***on the relationship between energy and GNP*** , Journal of Energy and Development , 3 , 401 – 3 .
23- Massarrat , M . (2003) ***Iran 's Energy Policy Current Dilemmas and Perspective for a sustainable Energy Policy*** , University of Osnabrück , Faculty of Sciences .
24- Masih , A . M . M and Masih , r . (1996) ***Energy consumption , real income and temporal causality , Results from a multi – country study based on cointegretion and error – correction modeling techniques*** , Energy Economics , 18 , 165 – 83 .
25- Stern , D . I . (1993) ***Energy and grouth in the USA*** . A multivariate approach , Energy Economics , 15 , 137 – 50 .

Archive of SID

www.SID.ir