اثرات مصرف انرژی بر رشد بخش کشاورزی در ایران

الهام عبدی*، وحید عزیزی، شکوفه سلیمانزاده
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه بوعلی سینا همدان
کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور کرج
ایمیل نویسنده مسئول(elhamabdi66@gmail.com)

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی اثرات مصرف انرژی بر رشد بخش کشاورزی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ – ۱۳۵۹ انجام شده است. جهت انجام تحقیق از فرم لگاریتمی داده‌ها و روش ARDL استفاده شد. در این تحقیق متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، موجودی سرمایه، نیروی کار فعال و میزان مصرف انرژی در بخش کشاورزی و متغیر مجازی جنگ بکار گرفته شد. آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته نشان داد که متغیر مصرف انرژی در سطح پایا بود و سایر متغیرها در تفاضل مرتبه اول پایا بودند. طبق نتایج، شاخص‌های موجودی سرمایه و مصرف انرژی در بخش کشاورزی معنادار و دارای اثر مثبت بر رشد بخش کشاورزی هستند. لذا در کوتاه‌مدت و بلند مدت به ازای افزایش یک واحد در مصرف انرژی به ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۷۶ واحد به رشد بخش کشاورزی افزوده خواهد شد. تخمین ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره ۲۴ درصد از عدم تعادل از بین می‌رود.

کلمات کلیدی: مصرف انرژی، مدل رشد، بخش کشاورزی، ARDL، ایران.

مقدمه

سیر تحولات اقتصادی در قرون اخیر با کاربرد متنوع انرژی همراه بوده است، اما در دهه هفتاد میلادی تکانه های نفتی همراه با رکود اقتصادی در غرب سبب شد تا نقش انرژی در تحولات اقتصادی جایگاه ویژه ای پیدا کند و در دهه هشتاد میلادی ارتباط بین مصرف(قیمت) انرژی و رشد اقتصادی در کانون توجه تحلیلگران اقتصادی قرار گیرد. از سوی دیگر، اثرهای متقابل انرژی و رشد اقتصادی بحث دیگری را تحت عنوان رابطه علیت مطرح می کند که یکی از موضوعات مهم در این زمینه است و از اواخر دهه ۱۹۷۰ به بعد اقتصاددانان و تحلیل گران متعددی از زوایای گوناگونی آن را مورد بررسی قرار داده اند. استرن(۱۹۹۳) معتقد است که انرژی مهمترین عامل در مدل های رشد بیوفیزیکی است(۲). اقتصاددانان نئوکلاسیک نظیر برنت (۱۹۷۸)، معتقدند که انرژی بر نیروی کار و موجودی سرمایه اثر گذاشته و از این رو بطور غیر- مستقیم رشد اقتصادی را متاثر می سازد.(۲و۲۱). انرژی نقش عمده ای را در طرف عرضه و تقاضای اقتصاد ایفا می کند . در طرف تقاضا، انرژی یکی از محصولاتی است که مصرف کننده می تواند برای حداکثر سازی مطلوبیت خود، آن را بخرد. در طرف عرضه، انرژی در کنار سرمایه، نیروی کار و مواد خام نهاده ای است که، نقش حیاتی در اقتصاد و توسعه اجتماعی کشور ایفا می کند. این نهاده می تواند سبب تسریع رشد اقتصادی شده و استانداردهای زندگی را بالا برد. ایران کشوری است که منابع انرژی بسیاری نظیر ذخایر نفت و گاز طبیعی را در خود جای داده است. این حقیقت، ممکن است سبب این اندیشه شود که این کشور مشکلی در ارتباط با تامین انرژی ندارد. اما تقاضای انرژی در ایران از عرضه انرژی بیشتر است. بنابراین، اقتصاددانان و سیاستگذاران به دنبال بهترین راه برای تخصیص این نهاده به فعالیت ها هستند (۲). بطور متوسط در دوره ۸۹-۱۳۴۶ مصرف انرژی در بخش کشاورزی سالانه بیش از۵/۵ درصد رشد داشته است واز ۰/۶ میلیون تن معادل نفت خام به ۶/۲ میلیون تن نفت خام افزایش یافته است(۱۹).در سال ۱۳۹۰ مصرف برق از ۲/۲ درصد رشد نسبت به سال ۱۳۸۹ به ۱۸۸/۲ میلیارد کیلو وات ساعت رسید . در این سال بیشترین رشد مصرف برق به بخش کشاورزی با۳۴/۸ درصد اختصاص داشت و رشد مصرف برق به بخش صنعتی ۳/۹ درصد بود(۲). این در حالی است که ارزش افزوده بخش کشاورزی در این دوره منتخب از رشد سالانه معادل ۴/۲ درصد برخوردار بوده است(۳).بحران انرژی در غرب۱۹۷۴-۱۹۷۳ که نتیجه ی افزایش قیمت انرژی و انتقال منحنی عرضه کل اقتصاد به سمت چپ بود ، نمونه کاملا مشخصی از تاثیر گذاری انرژی در اقتصاد است(۱۹). بخش کشاورزی در ایران ۲۵٪ از اشتغال را به خود اختصاص داده است(۳). بنابراین این بخش نقش مهمی در اقتصاد ایران ایفا کرده و رشد این بخش می تواند به رشد اقتصاد ایران منجر شود(۵). در کشور ما ایران

طی برخی دوره های زمانی، ارتباط میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی متاثر از وقایعی نظیر انقلاب، جنگ تحمیلی، تحریم های اقتصادی، شوک های نفتی و ... بوده است و در نتیجه بررسی این ارتباط مستلزم در نظر گرفتن پارامترهای مختلف در دوره های زمانی مختلف می باشد(۱). براین اساس در این مطالعه رابطه علیت بین مصرف انرژی، ارزش افزوده، اشتغال و سرمایه گذاری بخش کشاورزی طی سال های ۹۰- ۱۳۵۹ مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین، این مسئله که آیا رابطه میان مصرف انرژی درکشاورزی و رشد کشاورزی وجود دارد، از اهمیت ویژه ای برخوردار است.

پیشینه تحقیق

استرن(۱۹۹۳)، به نقل از آیرس و نایر (۱۹۸۴) بیان می کند که در مدل بیو فیزیکی رشد، انرژی مهم ترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه ای هستند که برای به کارگیری به انرژی وابسته اند. هم چنین استرن(۱۹۹۳) به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت(۱۹۷۸) و دنیسون(۱۹۷۹و۱۹۸۵) بیان می کند که انرژی از طریق تاثیری که بر نیروی کار و سرمایه دارد، به طور غیر مستقیم بر رشد اقتصادی نیز موثر است ولی مستقیما اثری بر رشد اقتصادی ندارد.(۶، ۲۰ و ۲۱)

امروزه، در نظریه های جدید رشد، علاوه بر نهاده های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده های مهم تولید در بحث های اقتصاد کلان مطرح است و تولید تابعی از نهاده های کار، سرمایه و انرژی تلقی می شود. هم چنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده های و سطح تولید رابطه ای مستقیم وجود دارد. از سوی دیگر، مصرف انرژی تابعی معکوس از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه در تولید ناخالص ملی دارد(۶و۱۵).

بدلیل اهمیت گسترده ی این مساله مطالعات متعددی روی آن چه در داخل و چه در خارج از کشور صورت گرفته است که به گزیده ای از آنها اکتفا می کنیم:

لی و چانگ در مقاله ای به بررسی رابطه ی بین مصرف انرژی و تک تک حامل های انرژی و تولید ناخالص داخلی برای تایوان طی دوره ۲۰۰۳ – ۱۹۵۴ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که در بلند مدت انرژی بعنوان محرک رشد اقتصادی عمل کرده و در نتیجه سیاست های تحدید انرژی می تواند به رشد اقتصادی آسیب برساند و همچنین به این نتیجه رسیدند که رابطه علی دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد (۲۲).

اوه و لی ۲۰۰۴ به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کره با استفاده از داده های سالانه برای دوره ۹۹-۱۹۷۰ می پردازد . آنها از یک مدل تصحیح خطای برداری ۴ متغیره ، شامل تولید ناخالص

داخلی ، مصرف انرژی ، اشتغال و سرمایه برای وجود رابطه علیت بین مصرف انرژی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی می پردازند.آنها بیان می کنند که رشد مصرف انرژی با جایگزینی نیروی کار و سرمایه همراه است . بنابراین متغیرهای سرمایه و نیروی کار را بصورت برونزا در نظر می گیرند . نتایج حاصله از آزمون های علیت در کوتاه مدت و بلند مدت نشان داد که یک رابطه علی دو طرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در بلند مدت برقرار است. در کوتاه مدت ارتباط از طرف انرژی به تولید ناخالص داخلی است(۲۳).

آماده و همکاران ۱۳۸۸ ، طی تحقیقاتی به بررسی رابطه مصرف انرژی رشد اقتصادی در بخش های مختلف پرداخته پرداخته است نتایج حاصل نشان داده که یک رابطه علیت کوتاه مدت و بلند مدت یک طرفه از مصرف انرژی و مصرف نهایی انرژی برق به رشد اقتصادی وجود دارد.یک رابطه علیت کوتاه مدت یک طرفه نیز از رشد اقتصادی به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد.علاوه بر این یک رابطه علیت یکطرفه از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد .هم چنین یک رابطه علیت کوتاه مدت و بلند مدت یکطرفه از مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد(۷).

مهرابی بشر آبادی و همکاران طی یک مقاله به بررسی وضعیت انرژی در بخش کشاورزی در کشور ایران پرداخته است.نتایج نشان داد انرژی ورودی بشکل تجدید پذیر مستقیم و غیر مستقیم تاثیر مثبت و معنی داری در انرژی خروجی دارند.اما انرژی ورودی بشکل تجدید ناپذیر بر انرژی خروجی در بخش کشاورزی تاثیر معنا داری ندارد(۸).

مهر آرا و همکاران طی تحقیقاتی به بررسی اثرات خطی و غیر خطی مصرف انرژی روی رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۴ مبتنی بر رویکرد رگرسیون پرداخته است یافته ها دلالت بر آن دارد که مدلهای غیر خطی مبتنی بر آماره های تشخیصی و معنی دار بودن ضرایب ،نتایج رضایت بخشی تری را نسبت به مدلهای خطی در تبیین رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی ارائه می دهد(۹).

بهبودی وهمکاران طی مقاله ای به بررسی رابطه ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با تاکید بر شکست ساختاری پرداخته است نتایج نشان می دهد رابطه ی بلند مدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران وجود دارد (۱۰).

عبدلی و همکاران ۱۳۸۸، تحقیقاتی به منظور برسی ارتباط بین مصرف انرژی وبهبود تکنولوژی پرداخته است . نتایج نشان می دهد که با بهبود تکنولوژی نرخ رشد شدت مصرف انرژی در بخش صنعت بطور متوسط ۱/۵۳ و نرخ رشد شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی را بطور متوسط ۱/۳۲ کاهش خواهد یافت (۱۱).

مدل مفهومی (الگوی رشد هارود – دومار):

الگوهای رشد اقتصادی نظریاتی هستند که برای تفسیر و توضیح واقعیت‌های مشاهده شده در زمینه رشد در سطح جهانی ارائه شده‌اند (۱۲).

الگوی رشد کلاسیک؛ خاستگاه الگوهای رشد کلاسیک، اساسا الگوی تعادل ایستا و کوتاه‌مدت کینز (Keynes) است که توسط هارود و دومار در سال‌های ۱۹۳۴-۱۹۳۶ به‌صورت جداگانه و با نتایج مشابه انجام شد(۱۳). در این مدل، عواملی مثل انباشت سرمایه، گسترش نیروی اشتغال و پیشرفت تکنولوژی نقش‌های به خصوصی را ایفا می‌کند(۱۴). عموما بر سه فرض اساسی بنا شده است:

۱. عرضه نیروی کار به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود.

۲. تابع تولید، نهاده‌های نیروی کار و سرمایه را به سطح تولید مربوط می‌کند.

۳. بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری رابطه وجود دارد.

الگوی رشد هارود-دومار (Harrod-Domar)؛ اولین مدلی که رفتار اقتصادی را در بلندمدت مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد، مدل هارود و دومار است. فروض مدل عبارتند از:

۱. اقتصاد در بلندمدت شرایط رقابت کامل را تجربه می‌کند.

۲. نیروی کار با نرخ ثابت و برون‌زا در طول زمان رشد می‌کند.

۳. پس‌انداز تابعی تناسبی از درآمد ملی است: $S = s.Y$

۴. پیشرفت فنی وجود ندارد و موجودی سرمایه بدون استهلاک است.

۵. نسبت سرمایه به محصول و همچنین نسبت نیروی کار به محصول ثابت خواهد بود؛ به این نسبت‌ها ضریب تکنولوژی اطلاق می‌شود: $k\% = K/Y\%$.

۶. سرمایه‌گذاری(I) همان تغییر در موجودی سرمایه(K) است که با $K\%$ نمایش داده می‌شود..

هارود-دومار در مدل خود، نرخ رشد مطلوب واقعی را در نظر می‌گیرند. نرخ رشد مطلوب، نرخ رشدی است که در آن، تمام تولیدکنندگان در وضعیتی هستند که تمایلی برای افزایش تولید ندارند. در شرایط تعادلی، برای این مدل، با هدف اینکه سرمایه در اشتغال کامل به‌کار گرفته شود، تولید بایستی در نرخ تضمینی رشد یابد. از طرفی برای اینکه نیروی کار در اشتغال کامل به‌کار گرفته شود (در حالی‌که بهره‌وری در حال رشد است)، تولید باید با نرخ طبیعی رشد کند. حال برای اینکه هم نیروی کار و هم سرمایه (در شریطی که اقتصاد در حال رشد است)، در حال اشتعال کامل باشد، در شرایطی که اقتصاد در حال رشد است، باید عبارت $Y/Y=s/k\%$ را

داشته باشیم. این رابطه به شرط «هارود-دومار» معروف است. از آنجایی که‌نیروی کار و نرخ پس‌انداز همگی طبق فرض ثابت هستند، برای همین امکان وجود رشد تعادلی همراه با اشتغال کامل سرمایه و نیروی کار، تقریبا صفر است؛ این ضعف عمده به مدل کلاسیک هاورد-دومار برمی‌گردد. به فروضی که الگوی مزبور بر آن استوار است، انتقادهای زیادی بر آن وارد می‌شود که براساس آن، عدم قابلیت جانشینی بین سرمایه و نیروی کار وجود دارد و نرخ پس‌انداز ثابت است. اما این الگو در نظریات توسعه، در دوران پس از خود، تأثیر قابل ملاحظه‌ای گذاشته و به‌نوعی در این زمینه پیشگام نیز بوده است، به همین دلیل الگوی هارود- دومار را به عنوان الگوی معرفی شده در این تحقیق به کار برده خواهد شد(۱۴).

روش‌شناسی

الگوی خودتوضیحی با وقفه توزیعی (ARDL)

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی به روش‌های سنتی و معمول، مبتنی بر فرض پایایی متغیرهای سری‌زمانی است. در حالی که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی پایا نیستند و اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) می‌باشند که با عمل تفاضل گیری روند مذکور حذف می‌شوند. اما از آنجا که حضور چنین روندی تخمین و استنباط‌های آماری را غیر معتبر می‌سازد، لذا ضروری است از روش‌هایی در برآورد توابع هنگام استفاده از سری‌های زمانی استفاده شود که به مسأله پایایی و همجمعی توجه داشته باشد. بدین منظور می‌توان از روش‌هایی مانند انگل-گرنجر و مدل تصحیح خطا استفاده کرد. با این حال، روش‌هایی مثل انگل-گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند؛ چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود (۱۶). بنابراین استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. در این زمینه می‌توان از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام برد. در این روش لازم نیست درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. این روش الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. همچنین در مورد نمونه‌های کوچک، این روش دارای قدرت توضیح دهندگی بالایی نسبت به سایر روش‌ها است. بنابراین، تخمین‌های آن به دلیل نبود

مشکلاتی مانند خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Q(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta' w_t + u_t \qquad (۱)$$

که در ربطه فوق، Q مقدار ثابت، y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است؛ به طوری که $LX_t = x_{t-1}$ است.، W_t بردار متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) هم‌چون عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی یا برونزا با وقفه ثابت است.، X_{it} بردار متغیرهای توضیحی مدل، q تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی و P تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته است. در الگوی بالا:

$$Q(L,P) = (1 - Q_1 L - Q_2 L^2 - \ldots - Q_P L^P) \qquad (۲)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_i + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots + \beta_{iq}L^{qi} \qquad (۳)$$
$$i = 1,2,\ldots,K$$

معادلات فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $P = 0,1,2,\ldots,m$ و $q_i = 0,1,2,\ldots,m$ یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شوند. حداکثر تعداد وقفه‌ها ابتدا از سوی محقق تعیین می‌گردد. تمامی مدل‌ها در محدوده زمانی $(t = m+1,\ldots,n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحله بعد تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارز- بیزین (SBC)، حنان- کوئین (HQC) یا ضریب تعیین تعدیل شده، تعیین می‌شوند. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز- بیزین استفاده می‌شود. زیرا این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت از همان مدل‌پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده از رابطه (۴) دست می‌آیند (۱۷):

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_i(1,q_i)}{1-\hat{Q}(1,P)} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \ldots + \hat{\beta}_{iq_i}}{1-\hat{Q}_1-\hat{Q}_2-\ldots-\hat{Q}_{\hat{p}}}, \qquad i = 1,2,\ldots..K \qquad (۴)$$

به منظور تخمین رابطه بلندمدت، ابتدا می‌بایست وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون شود. برای آزمون همگرایی با توجه به روش ارائه شده توسط Pesaran and Pesaran درسال

1997(۲۴)وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در مدل تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. پسران مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و اینکه مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمام متغیرها پایا هستند و دیگری بر این اساس که همگی ناپایا هستند. اگر F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن اینکه متغیرها I(0) یا I(1) هستند، گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیر قطعی و وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند (۱۶). بنابراین اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شد، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد. وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا متناسب با الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta W_t - \sum_{j=1}^{p'-1} Q^* \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i . \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{\hat{q}i-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{t,i-j} - Q(L,\hat{p}) ECT_{t-1} + u_t \qquad (۵)$$

$$ECT = y_t - Q^* - \sum_{j=1}^{k} \hat{\beta}_i \Delta x_{it} \qquad (۶)$$

که در آن Δy_t، Δx_{it}، ΔW_t به ترتیب نشان‌دهنده مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته، توضیحی و بردارهای قطعی و ضرایب β_{ij}^* و Q^* نشان دهنده ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا هستند. الگوی تصحیح خطا مزبور، به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله تصحیح خطا (ECT_{t-1}) همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود. $Q(L,\hat{p})$ ضریب جزء تصحیح خطاست که نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته

تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود، انتظار می‌رود علامت این متغیر، منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر کند(۱۷).

در این مطالعه، جهت برآورد الگوی رشد بخش کشاورزی ایران داده‌های لازم بر حسب میلیارد ریال به قیمت پایه سال ۱۳۷۶ طی دوره زمانی ۹۰ – ۱۳۵۹ مورد استفاده قرار گرفت. اطلاعات مورد نیاز به روش مطالعه - اسنادی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و وزارت جهاد کشاورزی و فائوگردآوری شد.

بنابراین در این پژوهش نیز جهت برآورد الگو از روابط فوق استفاده شد. همچنین جهت تجزیه و تحلیل نتایج تحقیق از بسته‌های نرم‌افزاری Microfit 4.0 و Eviews 7.0 بهره گرفته شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور بررسی پایایی متغیرهای الگو از آزمون دیکی –فولر تعمیم یافته استفاده گردید. نتایج جدول (۱) حاکی از آن بود که متغیرمیزان مصرف انرژی در سطح پایا بود اما متغیره (ADF)ای ارزش افزوده در بخش کشاورزی، نیروی کار در بخش کشاورزی، سرمایه در بخش کشاورزی در سطح ناپایا بودند و در تفاضل مرتبه اول پایا شدند. بنابراین داده‌های سری زمانی این مطالعه اکثراً ناپایا بوده و لذا با توجه به اینکه همه متغیرها در یک مرتبه یکسان پایا نیستند، جهت برآورد الگوی مورد نظر، از رهیافت الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. بنابراین در این مطالعه با توجه به اینکه داده‌های تحقیق به صورت سالیانه بود، بیشترین وقفه ۱ لحاظ گردید زیرا وقفه ۱ به برآورد بهتری از الگو منجر شد. همچنین با توجه به اینکه شمار داده‌های مورد بررسی کمتر از ۱۰۰ بود، از معیار شوارتز- بیزین (SBC) استفاده شد.

جدول (۱) آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی در سطوح ۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد	درجه ساکن پذیری	وضعیت
- ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۷/۲۲	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲	I(1)	عرض از مبدا
- نیروی کار در بخش کشاورزی	-۴/۴۴	-۳/۶۷	-۲/۹۶	-۲/۶۲	I(1)	عرض از مبدا
- سرمایه در بخش کشاورزی	-۸/۷۹	-۲/۶۴	-۱/۹۵	-۱/۶۱	I(1)	بدون
- میزان مصرف انرژی	-۳/۱۱	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۲/۶۱	I(0)	عرض از مبدا

الگوی کوتاه مدت رشد بخش کشاورزی

نتایج جدول (۲) تفصیلی رابطه کوتاه‌مدت الگوی رشد بخش کشاورزی ایران، حاصل از تحلیل همجمعی الگوی ARDL در جدول زیر ذکر شده است. مقدار ضریب خوبی برازش ۹۸ درصد حاکی از قدرت توضیح دهندگی متغیرهای به کار رفته در مدل است. آماره F کل مدل برآورد شده از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. مقدار آماره اچ- دوربین برای مدل مورد نظر برابر ۱/۲۲- می‌باشد که به دلیل قرار گرفتن در بازده ± ۱/۹۶ فرض خود همبستگی را رد می کند.

جدول (۲) نتایج برآورد الگوی پویای ARDL (1,0,0,0,0)

نام متغیر	ضریب	آماره t
ارزش افزوده کشاورزی با یک وقفه ((GDP(-1)	۰/۷۵	۸/۳۸***
نسبت سرمایه (K)	۰/۰۸۴	۲/۱۵**
نیروی کار (L)	۰/۰۶۲	۰/۷۱us
مصرف انرژی (E)	۰/۱۸	۲/۰۱*
متغیر مجازی جنگ (DU)	-۰/۰۳۹	- ۱/۰۸us
ضریب ثابت (C)	۱/۶۱	۱/۹۹*
$\bar{R}^2 = ۰/۹۸$ F = ۲۹۵/۷۸ [۰/۰۰۰]	$R^2 = ۰/۹۸۳$	
Durbin's h = - ۱/۲۲ [۰/۲۲]		

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می دهد

براساس نتایج جدول (۲) مشاهده می‌شود که بخشی از تغییرات رشد بخش کشاورزی به وسیله وضعیت متغیر با وقفه ((X(-1)) ارزش افزوده کشاورزی توضیح داده می‌شود. این مطلب بیان می کند که ساختار موجود رشد بخش کشاورزی نقش تعیین کننده‌ای در تعیین سرنوشت رشد بخش دارد و برای توسعه آن باید به ماهیت موجود در آن و ایجاد تحول ساختاری در حوضه رشد بخش کشاورزی توجه کافی نمود. چون با افزایش ارزش افزوده سرمایه گذاری در بخش کشاورزی بیشتر می شود، در نتیجه آن موجب رشد اقتصادی خواهد شد.

ضریب نسبت سرمایه و انرژی مطابق تئوری، معنادار و تأثیر مثبتی بر روی رشد بخش کشاورزی دارد.به عبارتی در کوتاه مدت با افزایش یک واحدی در میزان سرمایه و انرژی ، رشد بخش کشاورزی به ترتیب به میزان ۰/۰۸۴ و ۰/۱۸واحد افزایش یافته است. در مورد سرمای می توان گفت که با افزایش سرمایه دسترسی

بیشتر به منابع مالی امکان فراهم آوردن انرژی مورد نیاز برای این بخش را ایجاد و موجب رشد آن خواهد شد. همچنین طبق نتایج در کوتاه‌مدت شاخص‌های نیروی کار(L) و متغیر مجازی جنگ تحمیلی (DU) از نظر آماری معنی دار نشدند.

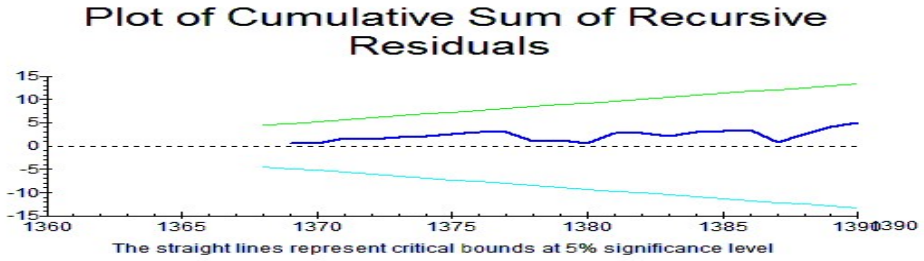
آزمون‌های تشخیصی و ثبات ساختاری الگو

برای اطمینان از درستی اعتبار الگوی رشد بخش کشاورزی ایران نتایج آزمون‌های تشخیصی ارائه شده در جدول(۳) با توجه به آماره F برقراری تمامی فروض کلاسیک را تایید می‌کند. به طوری که مشکلات خود همبستگی و ناهمسانی واریانس را نداشته و فرم تصریحی، درست و جملات خطا به طور نرمال توزیع شده‌اند و اعتبار آماری نتایج تایید می‌شود.

جدول (۳) نتایج آزمون های تشخیصی الگو

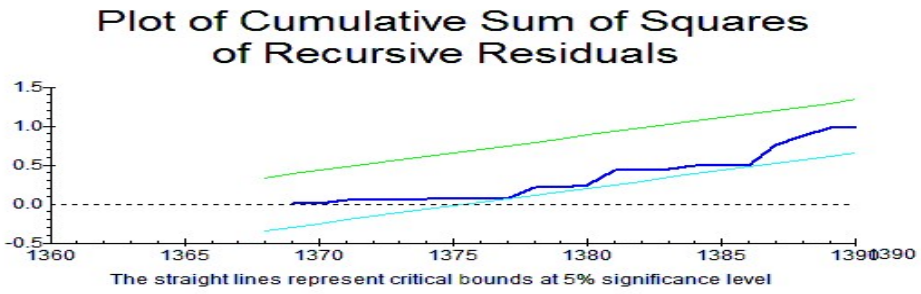
فروض کلاسیک	آزمون LM	آزمون F
آزمون همبستگی سریالی جمله پسماند	۱/۴۸ [۰/۲۲۳]	۱/۲۰ [۰/۲۸۳]
آزمون رمزی برای تصریح غلط شکل تبعی	۰/۲۵ [۰/۶۱۶]	۰/۱۹ [۰/۶۶۲]
آزمون توزیع نرمال جملات پسماند	۰/۵۵ [۰/۷۰۱]	.....
آزمون واریانس ناهمسانی	۳/۶۹ [۰/۰۵۵]	۳/۹۲ [۰/۰۵۷]

همچنین به منظور بررسی ثبات ضرایب الگوی رشد، از آزمون‌های مجموع تجمعی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ) استفاده شد. براساس اشکال زیر آماره آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و نتایج این آزمون نشان از پایداری ضرایب برآوردی داشته و به علت قرار گرفتن در فاصله اطمینان ۹۵ درصد، شکست ساختاری در مدل وجود ندارد.



شکل (۱)

آزمون مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ)



شکل (۲)

الگوی بلندمدت رشد بخش کشاورزی

برای بررسی وجود رابطه همجمعی آماره F (۳/۶) فراتر از کرانه بالای جدول Pesaran and Pesaran (1997) در حالت ۴ رگرسور و مدل دارای عرض از مبدأ (۳/۵۷ و ۲/۴۲) در سطح ۱۰ درصد است. بنابراین هم‌انباشتگی متغیرهای مدل مورد تأیید قرار می‌گیرد و الگوی بلندمدت رشد بخش کشاورزی ایران برآورد و نتایج آن در جدول(۴) ذکر شده است.

جدول (۴) نتایج برآورد الگوی بلند مدت رشد بخش کشاورزی

نام متغیر	ضریب	آماره t
نسبت سرمایه (K)	۰/۳۴	۲/۳۱**
نیروی کار (L)	۰/۲۷	۰/۷۹US
مصرف انرژی (E)	۰/۷۶	۳/۲۱*
متغیر مجازی جنگ (DU)	-۰/۱۶۳	-۱/۱۴ US
ضریب ثابت (C)	۶/۶۷	۲/۱۰**

*** ، **، * به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪را نشان می دهد.

براساس نتایج مشاهده می‌شود که رشد نسبت به تغییرات مصرف انرژی حساسیت بیشتری در مقایسه با سایر عوامل موثر منظور شده در مدل دارد. کشش رشد نسبت به مصرف انرژی حدود ۰/۷۶است. این واقعیت نشان می‌دهد که چنانچه انرژی مصرفی در بخش کشاورزی، یک درصد افزایش یابد، ارزش رشد بخش کشاورزی

۰/۷۶ درصد در بلندمدت افزایش پیدا کرده است. بنابراین رشد مصرف انرژی کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت همسو با رشد اقتصادکشاورزی کشور است.

ضریب سرمایه (K) مثبت، معنادار و منطبق با تئوری است. بدین معنا که اگر سرمایه یک درصد افزایش یابد و یا در صورت ثابت بودن سرمایه ،از سرمایه یک درصد کاسته می شود، میزان رشد بخش کشاورزی حدود ۰/۳۴ درصد افزایش می یابد. تاثیرات نیروی کار (L) هر چند مثبت است، ولی به لحاظ آماری معنادار نیست. ضریب متغیر مجازی جنگ تحمیلی (DU) بی‌معنی و منفی بدست آمد.

مدل تصحیح خطای الگوی رشد بخش کشاورزی

ECT(-1) نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در جدول(۵) آمده است. براساس آن ضریب جمله تصحیح خطا معادل ۰/۲۴- محاسبه شد که از لحاظ آماری معنادار و علامت آن مورد انتظار (منفی) می‌باشد. مقدار این ضریب بیانگر آن است که در هر سال ۰/۲۴ از عدم تعادل یک دوره در رشد بخش کشاورزی در دوره بعد تعدیل می-شود. علاوه بر این تقریباً زمانی کمتر از ۲ دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد. لذا سرعت تعدیل در الگوی فوق بالا و مطلوب می‌باشد.

جدول (۵) الگوی تصحیح خطا ARDL (1,0,0,0,0,0)

متغیر	ضریب	آماره t
– تفاضل نیروی کار	۰/۰۶	۰/۷۱ US
– تفاضل سرمایه گذاری	۰/۰۸۴	۲/۱۵**
– تفاضل مصرف انرژی	۰/۱۸	۲/۰۱*
– تفاضل متغیر مجازی جنگ	-۰/۰۳۹	۱/۰۸US
– تفاضل عرض از مبدأ	۱/۶۱	۱/۹۹*
– ضریب تصحیح خطا	-۰/۲۴	-۲/۶۸**
DW = ۲/۳۸	R^2 = ۰/۲۴	

*** ، **، *به ترتیب معنی داری در سطوح ۱٪ و ۵٪ را نشان می دهد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش الگوی مورد بررسی رشد بخش کشاورزی که در آن برای توصیف رشد بخش در کنار متغیرهای اصلی تاثیرگذار در آن منظور شد. بنابراین برآورد الگوی رشد بخش کشاورزی ایران طی دوره زمانی ۹۰ – ۱۳۵۹ با استفاده از روش ARDL انجام شد. از توصیف نتایج تحقیق استنباط می‌شود که رشد بخش کشاورزی ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت به طور اساسی به وضعیت متغیرهای مبنایی مثل نسبت سرمایه و انرژی وابسته است و متغیرهای نیروی کار و مجازی جنگ نمی‌تواند اثر تعیین کننده‌ای بر روند رشد بخش کشاورزی داشته باشد. بر این اساس پیشنهاد می شود با توجه به رابطه ی مثبت ارزش افزوده و سرمایه گذاری در بخش کشاورزی، با استفاده از تکنولوژیهای مدرن تولید در بخش کشاورزی و مصرف انرژی امکان بالا بردن ارزش افزوده در بخش کشاورزی امکان پذیر و در نتیجه منجر به رشد بخش خواهد شد.

منابع

۱. فاضلی ویسری، سمیرا. دودابی نژاد،امیر. سجادی، حسین.(۱۳۹۲) « رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در ایران»، نخستین کنفرانس ملی انجمن انرژی ایران.

۲. باغستانی ، علی اکبر . شرافتمند، حبیبه . (۱۳۸۹).«بررسی تاثیر مصرف انرژی بر رشد بخش کشاوری در ایران»،اولین همایش ملی انرژی و محیط زیست.

۳. وافی.داریوش. (۱۳۸۱) .« تحلیل روند بهره وری انرژی در بخش های مختلف اقتصادی طی سه دهه ی گذشته و محاسبه کشش نهاده ای و قیمتی انرژی در بخش صنعت» ، موسسه مطالعات بین المللی انرژی.

٤. آرمن،سید عزیز. زارع، رحمان. (۱۳۸۴). «بررسی رابطه علیت گرنجر میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران». مجله دانش و توسعه. شماره ۲۴.

۵. نصر نیا، فاطمه. اسماعیلی، عبدالکریم. «رابطه علی بین انرژی با اشتغال، سرمایه گذاری و ارزش افزوده در بخش کشاورزی».

٦. آرمن،،سید عزیز. زارع، رحمان.(۱۳۸۸). «مصرف انرژی در بخش های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو». فصل نامه ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، صفحات ۹۲-۶۷.

۷. آماده، حمید .قاضی م، عباسی فر ز، (۱۳۸۸) ، «بررسی رابطه ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش های محتلف اقتصاد ایران» ، مجله تحقیقات اقتصادی ، ش ۸۶ ص ۳۸-۱.

۸. مهرابی بشر آبادی ، حسین. اسمعیلی، عادله.(۱۳۹۰)، « تجزیه تحلیل ورودی-خروجی انرژی در بخش کشاورزی ایران»، اقتصاد کشاورزی ایران ، سال ۱۹ .ش ۷۴.

۹. مهر آرا، محسن. زارعی، محمود.(۱۳۹۰) ،« اثرات غیر خطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه ای» . فصلنامه علمی پژو هشی ، پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی ،سال دوم .ش ۵،۱۱-۴۳.

۱۰. بهبودی، داوود. اصغرپور، حسین ، قزوینیان، محمد حسن.(۱۳۸۸) ، «شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران۱۳۴۶-۱۳۸۴ »، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ، سال نهم .شماره سوم۸۴-۵۳.

۱۱. عبدلی، قهرمان. ورهرامی، ویدا(۱۳۸۸)، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی ،سال ششم، شماره ۲۳ ،۴۱-۲۳

۱۲. کتاب توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، علی محمد احمدی، وحید شقاقی شهری، ۱۳۸۶.

۱۳. گرجی، ابراهیم و مدنی، شیما؛ اقتصاد کلان دینامیک، تهران، سمت، ۱۳۸۸، چاپ اول، ص۲۵.

۱٤. محمدزاده اصل، نازی.

۱۵. ملکی، رضا.(۱۳۷۸). « بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران». پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

۱٦. تشکینی،ا.(۱۳۸۶) ، «کاربرد اقتصاد سنجی با Microfit»، تهران،شرکت چاپ ونشر،موسسه فرهنگی و هنری دیباگران.

۱۷. نوفرستی،م. (۱۳۹۱)«ریشه واحد و همجمعی اقتصاد سنجی»،تهران،رسا زبان.

۱۸. خلاصه تحولات اقتصادی کشوردر سال ۱۳۹۰،بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

۱۹. وزارت نیرو ۱۳۸۹ .ترازنامه انرژی، تهران.قابل دسترس در پایگاه اطلاع رسانی http://pep.moe.org.ir

20. Stern, D.I., (1993). Energy and economic growth in the USA.A multivariate approach. Energy Economics 15, 137–150.

21. Berndt,E,R and Wood ,D.O.(1975).Technology , price and the derived demand for energy. Review of Economic and Statisti. NO.57.

22. Lee, Ch. And Chang Ch. (2005) Structural Breaks, Energy Consumption andEconomic Growth Revisited: Evidence from Taiwan; Energy Economics،No. 27, PP.857-872).

23. Oh,W. and K.Lee(2004). "Causal Relationship between Energy Consumptionand GDP Revisited: The Case of Korea 1970-1999", Energy Economics,26,51-59.

24. Pesaran, M.H. & B. Pesaran. (1997). Microfit 4.1 (Window Version). Oxford University Press, UK.

25. Food and Agriculture Organization. 2008. Statistical Database, http://www.fao.org.