فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال نوزدهم، شماره ۵۹، پاییز ۱۳۹۰، صفحات ۲۰۰ - ۱۷۵

بررسی رابطه بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران

حسن حیدری
استادیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
h.heidari@urmia.ac.ir

محمد نجارفیروزجایی
مشاور معاون امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی
najjarf.m@gmail.com

لسیان سعیدپور
دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
saeidpour.lesyan@gmail.com

در این مقاله ، رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی را در چارچوب مدل طرف عرضه و همچنین نحوه تأثیرپذیری مصرف برق و رشد اقتصادی از قیمت آن را در چارچوب مدل طرف تقاضا طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۱) مورد مطالعه قرار داده است. به منظور بررسی این روابط از تکنیک اقتصادسنجی رهیافت آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل طرف عرضه، وجود رابطه بلندمدت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف برق را با ضریب منفی نشان می‌دهند. نتایج کوتاه‌مدت نیز بر وجود رابطه دوطرفه و مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی دلالت می‌کند. نتایج حاصل از مدل طرف تقاضا نیز بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان قیمت برق با مصرف آن و رشد اقتصادی دلالت می‌کند. بنابراین،افزایش مصرف برق لزوماً عامل محرک رشد اقتصادی در کشور نمی‌باشد و سیاست آزادسازی قیمت آن در بلندمدت موجب کاهش رشد اقتصادی نخواهد شد. البته با توجه به تأثیر مثبت مصرف برق بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت لازم است سیاست آزادسازی قیمت برق بصورت تدریجی و با احتیاط اجرا شود.

طبقه‌بندی JEL : *C32 Q43*.

واژه‌های کلیدی: *قیمت برق، مصرف برق، رشد اقتصادی، رهیافت آزمون کرانه‌ها.*

---

* **تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۱/۲۵** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۴/۱۸**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

۱. مقدمه

یکی از منابع تأمین‌کننده انرژی که تقاضای جهانی آن نیز در حال افزایش است، برق می‌باشد. مسائل زیست محیطی ناشی از بکارگیری سوخت‌های فسیلی که یکی از مشکلات گریبان‌گیر جهان امروز است منجر به افزایش تمایل جامعه جهانی به سمت استفاده از سوخت‌های با آلایندگی کمتر و سالمتر مانند برق شده است. علاوه بر این، روند رو به رشد تکنولوژی، تولیدات صنعتی، گسترش شهرنشینی و افزایش سطح رفاه عمومی تقاضا برای برق را افزایش داده است (لین و اسمیت، ۲۰۰۹).

در ایران نیز یکی از منابع تأمین‌کننده انرژی در اکثر بخش‌ها و زیربخش‌های اقتصادی، برق می‌باشد که همزمان با رشد جمعیت و شهرنشینی و نیز گسترش فعالیت‌های اقتصادی تقاضا برای آن در حال افزایش است (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۵). عرضه برق با قیمت ارزان منجر به تخصیص غیربهینه آن و توجیه اقتصادی استفاده از تکنولوژی‌های هدردهنده انرژی می‌گردد.

به‌این منظور با توجه به ملاحظاتی از قبیل جلوگیری از اتلاف انرژی، افزایش بهره‌وری و همچنین رشد اقتصادی ضروری است رابطه متقابل رشد اقتصادی و مصرف برق و نحوه تأثیرپذیری مصرف برق و رشد اقتصادی از افزایش قیمت آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد مطالعه قرار گیرد.

مقاله حاضر از چند جهت نسبت به مطالعات پیشین متمایز می‌باشد. نخست اینکه این مطالعه علاوه بر تعیین رابطه علیت بین مصرف برق و رشد اقتصادی، نحوه تأثیرگذاری قیمت برق بر مصرف آن و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد. علیرغم اهمیتی که بررسی این موضوع در امر سیاستگذاری و برنامه‌ریزی بخش برق دارد، در مطالعات پیشین مورد توجه قرار نگرفته است. همچنین، تکنیک اقتصادسنجی جدید رهیافت آزمون کرانه‌ها[1] که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده است در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد. این تکنیک از مزیت‌های بسیاری در مقایسه با سایر روش‌های موجود برای بررسی روابط همجمعی برخوردار است و نتایج قابل اعتمادتری را ارائه می‌دهد به طوری‌که طی چند سال اخیر مطالعات خارجی بسیاری با استفاده از این تکنیک به بررسی مجدد رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند و به نوعی استفاده از این تکنیک را به عنوان یک ضرورت مطرح کرده‌اند (اودیمامبو و گوش، ۲۰۰۹، بارتلت و گوندر، ۲۰۱۰؛ چاندران و همکاران، ۲۰۱۰؛ رافل، ۲۰۱۰؛ آودراگو، ۲۰۱۰؛ ازترک و اکاراوچی، ۲۰۱۱؛ حیدری و سعیدپور، ۱۳۹۰ و حیدری و همکاران، ۱۳۹۰). علاوه بر این، از آنجایی که وجود شکست ساختاری در متغیرهای کلان اقتصادی بسیار محتمل می‌باشد، در نظر گرفتن این نقاط شکست علاوه بر اینکه ممکن است جهت

1. Bounds Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

رابطه علیت را تغییر دهد، با ارائه تخمین‌های سازگارتری از ایجاد رگرسیون‌های کاذب جلوگیری می‌کند (لی و چانگ، ۲۰۰۵). به‌این منظور، در این تحقیق از مجموعه آزمون‌های معرفی شده در بای و پرون (۲۰۰۳) که حداکثر پنج شکست ساختاری درون‌زا در متغیرها را می‌آزماید و همچنین آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) استفاده شده است.

در ادامه این مقاله در بخش دوم مبانی نظری؛ در بخش سوم پیشینه مطالعات تجربی، در بخش چهارم معرفی مدل و روش انجام تحقیق، در بخش پنجم نتایج تحقیق که شامل نتایج مانایی و شکست ساختاری، آزمون کرانه‌ها، روابط بلندمدت وکوتاه‌مدت و آزمون پایداری معادلات برآورد شده می‌باشد و در نهایت در بخش ششم خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه گردیده است.

۲. مبانی نظری

در تحلیل تئوری‌های جدید رشد، علاوه بر دو نهاده نیروی‌کار و سرمایه نهاده انرژی نیز به مدل‌های رشد اضافه شده است، اما با این وجود اقتصاددانان در ارتباط با نقش و اهمیت حضور این نهاده در فرایند تولید اتفاق‌نظر ندارند. این اختلاف دیدگاه‌ها به طورکلی در قالب دو نظریه نئوکلاسیکی و بوم شناختی[1] که دلالت‌های سیاستی متفاوتی را نیز به همراه دارند، تجلی می‌یابند.

استیگلتز (۱۹۷۴) به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک با اشاره به امکان جانشینی میان عوامل تولید بیان می‌کند که پیشرفت دانش و تکنولوژی از طریق افزایش بهره‌وری در سرمایه و نیروی‌کار نیاز به مصرف انرژی در فرایند تولید را کاهش خواهد داد. از این رو، فرایند رشد و تولید اقتصادی با وجود محدودیت در ذخایر انرژی امکان‌پذیر است. در این رابطه برنت و وود (۱۹۷۹) تابع تولیدی به صورت زیر را ارائه کردند:

$$Q = \left[G(K, E), L\right] \qquad (۱)$$

که در آن، Q: تولید، K: سرمایه، E: انرژی و L: نیروی‌کار می‌باشند. آنها بیان می‌کنند انرژی پس از ترکیب با سرمایه به عنوان نهاده G و به همراه نیروی‌کار در فرایند تولید بکار می‌رود به طوری‌که انرژی بعنوان نهاده واسطه‌ای و به منظور بکارگیری سرمایه در فرایند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد که با افزایش بهره‌وری در سرمایه و رشد تکنولوژی نیاز به نهاده انرژی کاهش می‌یابد. بنابراین، انرژی رابطه ضعیف و تفکیک‌پذیری با نیروی‌کار دارد و به عنوان یک عامل مؤثر و ضروری در

1. Ecological

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

رشد اقتصادی مطرح نمی‌گردد. ازاین‌رو، از دیدگاه نئوکلاسیک‌ها انرژی عامل محرک رشد اقتصادی نمی‌باشد، بلکه رشد اقتصادی میزان تقاضا و مصرف انرژی را تعیین می‌کند. بدین جهت سیاست‌های تحدیدکننده مصرف انرژی بعنوان عامل بازدارنده رشد اقتصادی محسوب نمی‌گردد.

در مقابل، اقتصاددانان بوم شناختی با بیان اینکه برای تشکیل سرمایه و نگهداری آن به مصرف مقادیر فراوان انرژی و ماده نیاز است و همچنین در مکانیزم تبدیل ماده از شکلی به شکلی دیگر انرژی بعنوان یک نهاده ضروری لازم است، به اهمیت نقش انرژی در فرایند تولید کالا اشاره دارند. آنها در ارائه نظریات خود به قوانین ترمودینامیک مبنی بر اینکه انرژی ثابت است، از بین نمی‌رود و ایجاد نمی‌شود بلکه از شکلی به شکل دیگر تبدیل می‌شود استناد می‌کنند (اسکویل، ۲۰۰۸). همچنین، استرن و کلیویلند (۲۰۰۴) در پاسخ به ادعای نئوکلاسیک‌ها مبنی بر امکان جانشینی میان تکنولوژی و انرژی به عنوان نهاده‌های تولید اظهار می‌دارند با وجود بهبود بهره‌وری در نهاده‌های نیروی‌کار و سرمایه همچنان بکارگیری این دو نهاده در فرایند تولید نیازمند صرف انرژی می‌باشد چرا که پیشرفت دانش و تکنولوژی تنها یکی از نهاده‌های شرکت‌کننده در تولید میان سایر نهاده‌های تولیدی می‌باشد. بنابراین، بر اساس نظریه بوم‌شناختان، انرژی عامل محرک رشد اقتصادی می‌باشد و برخلاف دیدگاه نئوکلاسیک‌ها، سیاست‌های تحدیدکننده مصرف انرژی بعنوان عامل بازدارنده رشد اقتصادی مطرح می‌باشد.

در کنار نظریات مطرح‌شده پیندیک (۱۹۷۹) معتقد است، نحوه اثرگذاری قیمت انرژی بر تولید به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. از این‌رو، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد، افزایش قیمت انرژی که به دنبال خود کاهش در مصرف را به همراه دارد از کانال تغییر امکانات و ترکیبات تولید منجر به کاهش میزان تولید خواهد شد.

۳. پیشینه مطالعات تجربی

پس از وقوع شوک‌های نفتی دهه ۱۹۷۰ توجه اقتصاددانان به مباحث پیرامون اقتصاد انرژی جلب شد و در پی آن مطالعات تجربی فراوانی در خصوص تعیین رابطه علیتی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی تاکنون صورت گرفته است که در این بخش به برخی از مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور اشاره می‌گردد.

استرن (۱۹۹۳)، با استفاده از مدل خودرگرسیونی‌برداری به مطالعه رابطه بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی برای کشور آمریکا طی دوره زمانی (۱۹۹۰-۱۹۴۷) در قالب یک الگوی چند متغیره پرداخت. نتایج نشان می‌دهند رابطه علیتی یک‌طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی آمریکا وجود دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

یانگ (۲۰۰۰) با بکارگیری آزمون علیت گرنجری رابطه بین تولید ناخالص داخلی و مصرف حامل‌های انرژی را برای کشور تایوان طی دوره زمانی (۱۹۹۷-۱۹۵۴) مورد مطالعه قرار داد. نتایج وی رابطه علیتی دوطرفه را برای مصرف برق و تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد.

اوه و لی (۲۰۰۴) به منظور بررسی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای کشور کره طی دوره زمانی (۱۹۹۰-۱۹۷۰) از آزمون علیت گرنجری و الگوی تصحیح خطا (ECM)[1] استفاده کردند. آنها در این مطالعه از مدل‌های طرف عرضه و طرف تقاضا استفاده نمودند. نتایج نشان می‌دهند که رابطه علیتی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی وجود دارد.

آلتینای و کاراگول (۲۰۰۴) رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی را با درنظرگرفتن شکست‌های ساختاری موجود در متغیرها برای کشور ترکیه طی دوره زمانی (۲۰۰۰-۱۹۵۰) و با بکارگیری روش علیت گرنجری و آزمون هیسائو مورد مطالعه قرار دادند. آنها به منظور تعیین درجه همجمعی متغیرها با لحاظ دو شکست درون‌زا از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهند که هیچ نوع رابطه علیتی بین متغیرهای مورد مطالعه وجود ندارد.

نارایان و اسمیت (۲۰۰۵) به بررسی رابطه علیتی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف برق برای کشور استرالیا در دوره (۱۹۹۹-۱۹۶۶) با استفاده از یک مدل چندمتغیره و آزمون علیت گرنجری پرداختند. نتایج آنها بیانگر وجود رابطه علیتی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف برق می‌باشد.

گوش (۲۰۰۹) با بکارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها و الگوی تصحیح خطای‌برداری به بررسی رابطه بین عرضه برق و رشد اقتصادی برای کشور هند در دوره (۲۰۰۶-۱۹۷۰) پرداخته است. نتایج وی وجود رابطه علیتی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به عرضه‌ی برق را نشان می‌دهد.

چاندران و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها به همجمعی و الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] به بررسی رابطه علی بین مصرف برق و رشد اقتصادی و برآورد ضرایب بلندمدت آنها در چارچوب مدل طرف تقاضا طی دوره زمانی (۲۰۰۳-۱۹۷۱) برای کشور مالزی پرداختند. آنها به دلیل در اختیار نداشتن قیمت برق مصرفی از شاخص قیمت مصرف‌کننده بعنوان متغیر جایگزین استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهند که رابطه بلندمدت از مصرف برق به رشد اقتصادی وجود دارد.

1. Error Correction Model
2. Autoregressive Distributed Lag

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

بارتلت و گوندر (۲۰۱۰) نیز با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجری رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای کشور نیوزیلند طی دوره زمانی (۲۰۰۴-۱۹۶۰) مورد بررسی قرار دادند. آنها در مطالعه خود از مدل طرف تولید با متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و نیروی‌کار و همچنین مدل طرف تقاضا با متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و قیمت انرژی استفاده کردند. نتایج آنها حاکی از رابطه علیتی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی می‌باشد.

ازترک و اکاراوچی (۲۰۱۱) با بکارگیری رهیافت آزمون کرانه‌ها و الگوی ARDL به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی برای ۱۱ کشور منتخب خاورمیانه و آفریقای شمالی که ایران نیز شامل آنها می‌باشد طی دوره زمانی (۲۰۰۶-۱۹۷۱) پرداختند. نتایج آنها عدم وجود رابطه بلندمدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی را برای ایران گزارش می‌دهد. البته این مطالعه دارای نواقصی می‌باشد به طوری‌که اولاً با توجه به امکان جانشینی میان عوامل تولید اضافه‌کردن سرمایه و نیروی‌کار به مدل جهت دستیابی به برآوردهای سازگار و قابل اعتماد از ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت ضرورت دارد که در این مطالعه لحاظ نشده است. این در حالی است که ازترک در مقاله دیگری (۲۰۱۰) به اهمیت و لزوم استفاده از مدل‌های چند متغیره در بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی اشاره کرده است. ثانیاً، در این مقاله شکست ساختاری در مدل لحاظ نشده است که با توجه به امکان وجود شکست ساختاری در متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفتن این نقاط شکست ممکن است علاوه بر تغییر جهت رابطه علیت تخمین‌های سازگارتری را نیز ارائه دهد.

از آنجایی که مطالعات بسیاری در داخل کشور به بررسی رابطه علیتی میان حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند به جهت اختصار در این بخش تنها به مرور مطالعات و نتایج مربوط به رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق اکتفا می‌گردد.

نجارزاده و محسنی (۱۳۸۳) رابطه علیتی میان حامل‌های انرژی و ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی را طی دوره زمانی (۱۳۸۱-۱۳۵۰) با استفاده از آزمون هیسائو مورد مطالعه قرار دادند. نتایج وجود رابطه علیتی یک‌طرفه از ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی (صنعت، کشاورزی و خدمات) به مصرف برق و همچنین رابطه علیتی دیگری از مصرف برق به ارزش‌افزوده بخش خدمات را نشان می‌دهند.

آرمن و زارع (۱۳۸۴) با بکارگیری روش تودایاماموتو و الگوی VECM[1]، رابطه علیتی بین مصرف کل انرژی و حامل‌های آن را با رشد اقتصادی طی دوره (۱۳۸۱-۱۳۴۶) مورد بررسی قرار

1. Vector Error Correction Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

دادند. نتایج حاصل از روش تودایاماموتو وجود رابطه یک‌طرفه از مصرف برق به رشد اقتصادی و نتایج حاصل از الگوی تصحیح‌خطای‌برداری رابطه دوطرفه میان مصرف برق و رشد اقتصادی را نشان می‌دهند.

مصطفی‌پور (۱۳۸۵) در مطالعه خود رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی را طی دوره (۱۳۸۱-۱۳۵۷) با استفاده از الگوی تصحیح خطا بررسی کرده است. نتایج وی نشان می‌دهدکه در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه دو طرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی وجود دارد.

زمانی (۲۰۰۶) به بررسی رابطه میان تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی و صنعت با انواع حامل‌های انرژی در دروه زمانی (۲۰۰۳-۱۹۶۷) برای ایران پرداخته است. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطای برداری مورد استفاده در این مطالعه نشان می‌دهند که بین ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ومصرف برق رابطه دوطرفه و همچنین رابطه یک طرفه‌ای از ارزش افزوده بخش صنعت به مصرف برق وجود دارد.

فضل‌زاده و تجویدی (۱۳۸۸) نیز با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی به بررسی رابطه بین مصرف برق و ارزش‌افزوده ایجاد شده در صنایع کوچک با ۴۹ تا ۱۰ نفر کارکن طی دوره زمانی (۱۳۸۵-۱۳۷۳) پرداخته است. نتایج آنها وجود رابطه علیتی دوطرفه و مثبت را بین مصرف برق و ارزش‌افزوده ایجاد شده در صنایع کوچک نشان می‌دهند.

با توجه به اهمیت تعیین رابطه علی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در سیاستگذاری بخش انرژی کشور در این مقاله تلاش شده با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها و بکارگیری مدل‌های چند متغیره طرف تولید و تقاضا و همچنین لحاظ نمودن شکست‌های ساختاری موجود در معادلات ایرادات موجود در مطالعات قبلی را تا حد امکان رفع کرده و نتایج سازگار و قابل اعتمادی ارائه گردد.

۴. معرفی مدل و روش تحقیق

۴-۱. معرفی مدل

به منظور دستیابی به اهداف تحقیق و به پیروی از مطالعات قبلی انجام شده مانند اوه و لی (۲۰۰۴)، پاین (۲۰۰۹) و بارتلت و گوندر (۲۰۱۰) از دو مدل طرف تولید و طرف تقاضا استفاده می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

این دو مدل به تأسی از مطالعات فوق به صورت زیر تصریح می‌شوند:

مدل طرف تولید:

$$LGP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LELC + \alpha_2 LGFKt + \alpha_3 LTLF_t + \varepsilon_{1t} \quad (۲)$$

$$LELC_t = f_o + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LGFK_t + \beta_3 LTLF_t + \varepsilon_{2t} \quad (۳)$$

مدل طرف تقاضا:

$$LGDP_t = \mu_0 + \mu_1 LELC_t + \mu_2 LREP_t + e_{1t} \quad (۴)$$

$$LELCt = \theta_0 + \theta_1 LGDP_t + \theta_2 LREP_t + e_{2t} \quad (۵)$$

که در آن، $LGDP_t$: تولید ناخالص داخلی واقعی، $LELC_t$: کل مصرف برق، $LGFK_t$: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی واقعی، $LTLF_t$: کل جمعیت فعال و LREP: قیمت واقعی مصرف برق می‌باشند. تمام متغیرها به شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار می‌گیرند. مدل طرف تولید برای بررسی رابطه بلندمدت میان مصرف برق و رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است و سایر متغیرهای موجود در این مدل به منظور لحاظ نمودن اثر جانشینی و دستیابی به تخمین‌های سازگار و قابل اتکاء به مدل اضافه شده‌اند که در برخی از مطالعات انجام شده داخلی به این مهم توجه نشده است. مدل طرف تقاضا نیز به بررسی نحوه اثرگذاری قیمت برق بر مصرف آن و رشد اقتصادی می‌پردازد.

۴-۲. روش تحقیق

ازآنجایی‌که انتخاب روش‌های اقتصادسنجی کارامد و متناسب با ویژگی‌های داده‌های آماری در دستیابی به نتایج سازگار و قابل اعتماد از اهمیت خاصی برخوردار است، در انجام تمام مراحل این تحقیق سعی شده از روش‌ها و معیارهای اقتصادسنجی که مناسب با شرایط و ویژگی‌های جامعه آماری مورد مطالعه که داده‌های سالانه با حجم محدود می‌باشند استفاده گردد.

برای بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه از تکنیک اقتصادسنجی رهیافت آزمون کرانه‌ها به همجمعی و الگوی ARDL که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارئه شده است، استفاده می‌گردد. آزمون کرانه‌ها از امتیازاتی برخوردار است که محدودیت‌های موجود در سایر روش‌های بکار رفته در مطالعات قبلی را رفع می‌کند. به طوری‌که اولاً، روش‌های همجمعی مانند انگل گرنجر و یوهانسن برای نمونه‌های با حجم کم مناسب نیستند، اما رهیافت آزمون کرانه‌ها برای نمونه‌هایی با حجم

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

کم نیز بسیار مناسب می‌باشد(گاتک و سیدیکی، ۲۰۰۱). ثانیاً در سایر روش‌های موجود برای بررسی همجمعی مانند یوهانسن باید تمام متغیرها انباشته از درجه مشابهی باشند اما رهیافت آزمون کرانه‌ها نسبت به هم انباشته بودن متغیرها از درجه یک I(1) یا صفر I(0) بی‌تفاوت است و در بلندمدت تخمین‌های سازگار و با تورش کمتری را ارائه می‌دهد. اهمیت این مسئله به این دلیل است که نتایج آزمون‌های مختلف ریشه واحد ممکن است درجه‌های انباشتگی متفاوتی را برای متغیرها ارائه دهند و هیچ آزمونی که با قطعیت درجه انباشتگی متغیرها را تعیین کند، وجود ندارد. از این‌رو، در تعیین درجه انباشتگی متغیرها نااطمینانی وجود دارد که رهیافت آزمون کرانه‌ها این مشکل را حل کرده است (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). همچنین، در روش یوهانسن باید طول وقفه بهینه تمام متغیرها مشابه باشد و نتایج حاصل از آن نسبت به وقفه انتخاب شده حساس است، اما در این روش نیازی به مشابه بودن طول وقفه بهینه برای متغیرها نیست (پهلوانی و همکاران، ۲۰۰۵) و در نهایت اینکه، در آزمون همجمعی یوهانسن باید انتخاب‌های زیادی مانند انتخاب متغیرهای برون‌زا و درون‌زا و انتخاب طول وقفه بهینه صورت پذیرد و نتایج به دست آمده نیز نسبت به این انتخاب‌ها حساس است اما در رهیافت آزمون کرانه‌ها این مشکلات وجود ندارند(پهلوانی و همکاران، ۲۰۰۵).

از آنجایی که رهیافت آزمون کرانه‌ها در شرایطی که متغیرها همجمع از درجه ۲ باشند قابل استفاده نیست در ابتدا به جهت اطمینان از این مسئله که هیچکدام از متغیرها انباشته از درجه ۲ نباشند، آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته انجام می‌شود. بعلاوه، در متغیرهای کلان اقتصادی وجود شکست ساختاری امری محتمل می‌باشد و در نظر گرفتن این نقاط شکست علاوه بر اینکه ممکن است جهت رابطه علیت را تغییر دهد، تخمین‌های سازگارتری را ارائه داده و از ایجاد رگرسیون‌های ساختگی جلوگیری می‌کند (لی و چانگ، ۲۰۰۵) . همچنین، وجود ریشه واحد در داده‌های سری زمانی ممکن است به دلیل در نظر نگرفتن شکست ساختاری در روند این متغیرها باشد (پرون، ۱۹۸۹). به این منظور، از مجموعه آزمون‌های معرفی شده در بای و پرون (۲۰۰۳) که حداکثر ۵ شکست ساختاری درون‌زا را می‌آزماید و همچنین آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زای لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) استفاده شده است.

پس از بررسی مانایی با لحاظ شکست‌های ساختاری در متغیرها، وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای بررسی می‌گردد. به این منظور، از میان پنج حالتی که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده حالت‌های سوم، چهارم و پنجم که بیشتر با واقعیات اقتصادی سازگاری دارند و توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) توصیه شده‌اند، بررسی می‌شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

$$\Delta lGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \psi_i \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \phi_i \Delta lELC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \varphi_i \Delta lGFK_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \theta_i \Delta lTLF_{t-i} + \gamma_1 lGDP_{t-1} + \gamma_2 lELC_{t-1} + \gamma_3 lGFK_{t-1} + \gamma_4 lTLF_{t-1} + \Omega_i DU_i + u_t \quad (۶)$$

حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود:

$$\Delta lGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \varsigma_i \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \xi_i \Delta lELC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \zeta_i \Delta lGFK_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \delta_i \Delta lTLF_{t-i} + \lambda_1 (lGDP_{t-1} - \vartheta_{lGDP}.t) + \lambda_2 (lELC_{t-1} - \vartheta_{lELC}.t) + \lambda_3 (lGFK_{t-1} - \vartheta_{lGFK}.t) + \lambda_4 (lTLF_{t-1} - \vartheta_{lTLF}.t) + \Omega_i DU_i + u_t \quad (۷)$$

حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود:

$$\Delta lGDP_t = c_0 + \rho t + \sum_{i=1}^{n} b_i \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_i \Delta lELC_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} e_i \Delta lGFK_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} f_i \Delta lTLF_{t-i} + \mu_1 lGDP_{t-1} + \mu_2 lELC_{t-1} + \mu_3 lGFK_{t-1} + \mu_4 lTLF_{t-1} + \Omega_i DU_i + u_t \quad (۸)$$

در هر یک از این حالت‌ها DU_1 بیانگر متغیر موهومی است که جهت لحاظ شکست ساختاری در مدل وارد شده‌اند. به منظور تعیین بهترین متغیر موهومی نقاط شکست متفاوتی که از آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) بصورت درون‌زا تعیین شده‌اند طی تخمین‌های متعددی از الگوی ARDL مورد بررسی قرار می‌گیرند و از میان آنها نقاط شکستی که معنادار شده و به تصریح هرچه بهتر مدل و پایداری مدل رگرسیونی کمک می‌کنند به مدل نهایی اضافه می‌شوند. به منظور به دست آوردن الگوی بهینه در این حالت‌ها و سایر روش‌هایی که در ادامه مطرح می‌شوند، با توجه به سالانه و محدود بودن تعداد داده‌های مورد استفاده از معیار شوارتز بیزین (SBC)[1] با حداکثر دو وقفه استفاده می‌گردد(پسران واسمیت، ۱۹۹۸). همچنین به منظور بررسی ثبات ضرایب بلندمدت و پایداری مدل رگرسیونی از آزمون‌های CUSUM[2] و CUSUM[3] استفاده می‌شود.

در این حالت‌ها برای بررسی وجود بردار همجمعی، فرضیه صفر که بر عدم وجود بردار همجمعی دلالت می‌کند مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای آزمون فرضیه صفر، مقدار آماره F برای صفر بودن مقدار ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه محاسبه می‌شود. آماره F محاسبه شده با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط نارایان (۲۰۰۵) که برای نمونه‌های با حجم کم (نمونه‌های کمتر از ۸۰ داده) محاسبه شده،

1. Schwarz Bayesian Criterion
2. Camulative Sum
3. Cumulative Sum of Squares

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

مقایسه می‌شود. به این منظور، دو مقدار بحرانی ارائه شده است. مقدار بحرانی کرانه بالا با فرض اینکه تمام متغیرها انباشته از درجه I(1) باشند و دیگری مقدار بحرانی کرانه پایین با فرض اینکه تمام متغیرها انباشته از درجه I(0) باشند. در صورتی که مقدار آماره F محاسبه شده بزرگتر از کرانه بالا باشد، فرضیه صفر رد می‌شود که بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها دلالت می‌کند، اما اگر آماره F محاسبه شده پایین‌تر از کرانه پایین قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار همجمعی رد نمی‌شود، اما در شرایطی که آماره F محاسبه شده بین این دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود یا عدم وجود بردار همجمعی میان متغیرها نمی‌باشد.

در مرحله بعد، در صورت تأیید وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها یک مدل ARDL(q1, q2, q3, q4) بهینه براساس معیار SBC انتخاب می‌شود که با استفاده از آن مدل ARDL شرطی به منظور دستیابی به ضرایب بلندمدت تخمین زده می‌شود که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$lGDP_t = \eta_0 + \sum_{i=1}^{p} \eta_1 lGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \eta_2 lELC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \eta_3 lGFK_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \eta_4 lTLF_{t-i} + \Omega_i DU_i + \upsilon_{it} \quad (۹)$$

در نهایت، به منظور به دست آوردن ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت الگوی ECM مورد بررسی قرار می‌گیرد که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$\Delta lGDP_t = w_0 + \sum_{n=1}^{p} w_1 \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{m=1}^{q1} w_2 \Delta lELC_{t-i} + \sum_{j=1}^{q2} w_3 \Delta lGFK_{t-i} + \sum_{g=1}^{q3} w_4 \Delta lTLF_{t-i} + \Omega_i DU_i + \xi ecm_{t-1} + u_t \quad (۱۰)$$

۵. معرفی داده‌ها و نتایج تخمینی

۵-۱. داده‌ها و ویژگی‌های آن

در این مطالعه از متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بر پایه قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ ($LGDP_t$)؛ لگاریتم کل مصرف برق بر حسب میلیون کیلووات ساعت ($LELEC_t$)؛ لگاریتم قیمت واقعی برق بر اساس شاخص قیمت خرده‌فروشی سال ۱۳۷۶ ($LREP_t$)؛ لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر پایه قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ ($LGFK_t$) و لگاریتم کل جمعیت فعال بر حسب هزار نفر ($LTLF_t$) می‌باشند. در این تحقیق به سبب محدودیت در دسترسی به برخی از آمارهای مورد نیاز از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۱) استفاده شده است. آمارهای مربوط به

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

قیمت و مصرف برق از ترازنامه‌های انرژی منتشر شده از وزارت نیرو در سال‌های مختلف استخراج شده است. داده‌های مربوط به سایر متغیرها نیز از بانک مرکزی به دست آمده‌اند.

تولید ناخالص داخلی در فاصله سال‌های (۱۳۶۸ – ۱۳۵۱) به دلیل شوک‌های نفتی و همچنین سال‌های جنگ تحمیلی و تحریم‌های اقتصادی با نوسان‌هایی همراه بوده است، اما پس از پایان یافتن جنگ تحمیلی یک روند صعودی را طی کرده است. مصرف برق طی دوره مورد مطالعه یک سیر صعودی با آهنگ رشد ملایمی داشته است. قیمت واقعی برق تا سال ۱۳۷۴ یک روند نزولی داشته و پس از آن سیر صعودی خود را آغاز کرده است. روند حرکتی تشکیل سرمایه ثابت طی دوره مورد مطالعه تقریباً همسو با تغییرات تولید ناخالص داخلی بوده و جمعیت فعال نیز یک مسیر رو به افزایشی داشته است.

برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است. در این جدول آماره جارگ-برا[1] برای تمام متغیرها نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال رد نمی‌شود، لذا تمام متغیرها از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول ۱. خلاصه آماره‌های توصیفی سری‌های زمانی مورد مطالعه

	$IGDP_t$	$IELEC_t$	$IREP_t$	$IGFK_t$	$ITLF_t$
میانگین	۱۲/۴۳۳	۱۰/۵۵۹	۴/۱۸۸	۱۱/۳۳۲	۹/۵۵۸
میانه	۱۲/۳۸۶	۱۰/۶۵۶	۴/۰۵۲	۱۱/۳۱۹	۹/۵۵۶
بیشینه	۱۳/۱۲۰	۱۱/۹۳۷	۴/۸۴۶	۱۲/۱۰۶	۱۰/۰۶۸
کمینه	۱۱/۹۹۸	۸/۶۵۲	۳/۳۸۶	۱۰/۷۵۶	۹/۰۶۳
انحراف معیار	۰/۳۰۳	۰/۹۱۶	۰/۴۲۶	۰/۳۶۷	۰/۲۹۸
چولگی	۰/۶۷۳	-۰/۳۱۴	۰/۰۶۳	۰/۵۱۲	۰/۰۸۵
کشیدگی	۲/۵۱۲	۲/۰۲۲	۲/۰۱۹	۲/۳۴۹	۱/۸۸۷
جارگ-برا	۳/۰۸۰	۲/۰۲۷	۱/۴۶۷	۲/۲۱۴	۱/۸۹۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

با توجه به رخدادهایی مانند انقلاب اسلامی سال ۱۳۵۷، جنگ تحمیلی، تحریم‌های اقتصادی، سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ و شوک‌های نفتی که اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده

1. Jarque-Bera

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

است، وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی ایران بسیار محتمل است. از این‌رو، در مقاله حاضر با استفاده از مجموعه آزمون‌های معرفی‌شده در بای و پرون (۲۰۰۳) وجود حداکثر ۵ شکست ساختاری درون‌زا در متغیرها بررسی‌شده که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. نتایج آزمون‌های UD_{max} وWD_{max} وجود حداقل یک شکست را برای تمام متغیرها نشان می‌دهد. آزمون BIC نیز در متغیرهای ،$IGDP_t$،$IELEC_t$،$IREP_t$، $IGFK_t$، $ITLF_t$به ترتیب وجود ۳، ۵، ۱،۵ و ۵ شکست را نشان می‌دهد. آزمون LWZ نیز وجود ۲، ۴، ۴، ۱ و ۵ شکست را به ترتیب، $IGDP_t$،$IELEC_t$،$IREP_t$، $IGFK_t$، $ITLF_t$ و در متغیرها نشان می‌دهد. نتایج آزمون‌های Sup^F_t و sup^F شرطی نیز نتایج متفاوتی را ارائه می‌دهند. در مجموع، می‌توان بیان کرد که وجود شکست ساختاری در داده‌های مورد مطالعه بسیار محتمل است، اما یک نتیجه‌گیری کلی در رابطه با تعداد و تاریخ دقیق نقاط شکست بر اساس مجموعه آزمون‌های بای و پرون (۲۰۰۳) حاصل نشده است.

جدول ۲. آزمون شکست ساختاری بای و پرون (۲۰۰۳)

آماره	$lGDP_t$	$lELEC_t$	$lREP_t$	$lGFK_t$	$lTLF_t$
$\sup F_T(1)$	۰/۰۸۵	۰/۲۲۷	۰/۱۶۳	۵/۸۵۷	۰/۰۲۱
$\sup F_T(2)$	۴/۷۰۷	۱/۰۰۸	۷/۰۲۰*	۶/۰۰۱	۰/۸۱۰
$\sup F_T(3)$	۸/۳۶۳***	۳/۴۸۷	۷/۳۰۸**	۱۰/۹۳۱***	۲/۰۶۹
$\sup F_T(4)$	۷/۴۴۶***	۶/۳۵۵***	۷/۶۵۰***	۹/۳۳۳***	۴/۴۱۰*
$\sup F_T(5)$	۶/۰۹۸***	۱۱/۱۹۰***	۱۸۹/۳۹۴***	۷/۳۲۱***	۷/۹۴۷***
UD_{max}	۸/۳۶۳*	۱۱/۱۹۰**	۱۸۹/۳۹۴***	۱۰/۹۳۱**	۷/۹۴۷*
WD_{max}	۱۵/۲۶۴***	۲۸/۰۱۰***	۴۷۴/۰۶۴***	۱۸/۵۳۰***	۱۹/۸۹۳***
$\sup F(2/1)$	۱۹/۴۷۱***	۰/۵۹۷	۱/۵۷۲	۱/۳۵۵	۰/۴۴۵
$\sup F(3/2)$	۱/۱۱۰	۲/۶۳۱	۷/۲۴۳	۰/۸۲۹	۱/۸۳۶
$\sup F(4/3)$	۰/۲۱۰	۲/۶۳۱	۳۷/۵۸۲***	۱/۲۲۸	۰/۷۳۱
$\sup F(5/4)$	۰/۰۶۸	–	–	۰/۱۴۲	–
حداکثر نقاط شکست بر اساس آماره BIC	۳	۵	۵	۱	۵
حداکثر نقاط شکست بر اساس آماره LWZ	۲	۴	۴	۱	۵

*** و ** سطح معناداری در ۱ و ۵ درصد را نشان می‌دهند.

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

در ادامه، ویژگی مانایی متغیرهای مورد مطالعه بررسی می‌شود و برای این منظور نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته در مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و همچنین مدل با عرض از مبدأ و روند در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهند تمام متغیرها در سطح مانا نبوده و داری ریشه واحد می‌باشند که پس از یک‌بار تفاضل‌گیری تمام متغیرها مانا شده‌اند. بنابراین، هیچ یک از متغیرها انباشته از درجه I(2) نیستند و می‌توان از رهیافت آزمون کرانه‌ها به همجمعی استفاده کرد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته

متغیر	سطح متغیرها		تفاضل مرتبه اول		مرتبه انباشتگی
	با عرض ازمبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و روند	با عرض ازمبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و روند	
lGDP	۰/۸۴۸	-۰/۷۱۹	-۳/۶۴۱***	-۳/۹۲۶**	I(1)
lELC	-۲/۰۷۳	-۱/۶۲۰	-۶/۳۵۹***	-۴/۱۰۸**	I(1)
lREP	-۲/۰۰۵	-۱/۸۹۷	-۶/۶۶۲***	-۶/۶۷۳***	I(1)
lGFK	-۰/۹۶۵	-۲/۴۴۰	-۳/۸۱۷***	-۵/۱۷۴***	I(1)
lTLF	۰/۵۰۲	-۱/۲۷۰	-۴/۰۲۵***	-۳/۹۲۲**	I(1)

*** و ** سطح معناداری در ۱ و ۵ درصد را نشان می‌دهند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

همان‌طور که پیش از این اشاره شد، از آنجایی که وجود ریشه واحد در سری زمانی مورد مطالعه ممکن است به سبب عدم توجه به وجود شکست ساختاری در روند آنها بوده باشد و همچنین به منظور تعیین نقاط شکست در این متغیرها، آزمون ریشه واحد با وجود دو شکست ساختاری درون‌زای لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) مورد استفاده قرار گرفته که نتایج مربوط به آن در جدول (۴) مشاهده می‌گردد.[۱]

۱. آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) جدیدترین آزمون ریشه واحدی است که تنها دو شکست ساختاری را به صورت درون‌زا در فرایند آزمون لحاظ می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ

متغیر	شکست اول	شکست دوم	وقفه	آماره t
lGDP	۱۳۶۱	۱۳۷۲	۳	-۷/۸۲۱***
lELC	۱۳۶۳	۱۳۷۳	۶	-۵/۴۸۰**
lREP	۱۳۶۵	۱۳۷۵	۴	-۶/۳۴۴***
lGFK	۱۳۶۵	۱۳۷۷	۸	-۵/۶۴۶**
lTLF	۱۳۶۹	۱۳۷۷	۸	-۵/۱۹۵*

مقادیر بحرانی در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر۵/۸۲- ، ۵/۲۸- و۴/۹۸- می‌باشند. ***، ** و * معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج به دست آمده بر مانا شدن تمام متغیرها پس از در نظر گرفتن دو شکست ساختاری به صورت درون‌زا دلالت می‌کنند. متغیرهای تولید ناخالص داخلی (lGDP) و قیمت واقعی برق (lREP) در سطح ۱ درصد، متغیرهای مصرف برق (lELC) و تشکیل سرمایه ثابت (lGFK) در سطح ۵ درصد و همچنین نیروی کار (lTLF) در سطح ۱۰ درصد مانا شده‌اند.

۵-۲. نتایج تخمین مدل طرف تولید

نتایج تخمین آزمون کرانه‌ها برای مدل طرف تولید در جدول (۵) نشان داده شده است. در معادله‌ای که متغیر تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته است، مقدار آماره F محاسبه شده برای حالت سوم در سطح ۱ درصد و برای حالت‌های چهارم و پنجم در سطح ۵ درصد بزرگتر از کرانه بحرانی بالا می‌باشند. بنابراین، در این معادله فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد می‌شود. در معادله دیگر که مصرف برق متغیر وابسته است، مقدار آماره F محاسبه شده برای حالت‌های سوم و چهارم در سطح ۵ درصد بزرگتر از کرانه بالا می‌باشند و در حالت پنجم، آماره F بین دو مقدار کرانه بالا و پایین قرار می‌گیرد. بنابراین، بر اساس نتایج حالت‌های سوم و چهارم می‌توان بیان کرد که در این معادله نیز رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

جدول ۵. نتایج رهیافت آزمون کرانه‌ها

معادله	آماره‌ی F		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
$F_{lGDP} = (lGDP/lELC,lGFK,lTLF)$	۷/۲۴۸***	۶/۱۸۵**	۶/۰۴۹**
$F_{lELC} = (lELC/lGDP,lGFK,lTLF)$	۶/۵۶۷**	۵/۶۵۶**	۴/۴۶۹

***، ** و * به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت در هر دو معادله بررسی‌شده به تخمین ضرایب بلندمدت و برآورد الگوی ECM به منظور تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت پرداخته می‌شود. ابتدا معادله‌ای که در آن lGDP متغیر وابسته است، بررسی می‌گردد. برای برآورد ضرایب بلندمدت و همچنین برآورد ضریب جزء تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت مربوط به معادله (۲)، مدل ARDL (1, 1, 0, 0) بعنوان مدل بهینه براساس معیار SBC انتخاب شده است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت این مدل در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 1, 0, 0). متغیر وابسته lGDP

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
lELC	-۰/۱۴۳	۰/۱۸۴	-۰/۷۷۹	۰/۴۴۳
lGFK	۰/۴۱۱	۰/۰۵۰	۸/۱۴۲	۰
lTLF	-۱/۲۴۹	۱/۰۰۷	-۱/۲۴۰	۰/۲۲۶
C	۱۹/۹۴۰	۹/۵۷۱	۲/۰۸۳	۰/۰۴۷
DUW	-۰/۱۲۱	۰/۰۳۲	-۳/۷۴۰	۰/۰۰۱
Trend	۰/۰۶۶	۰/۰۳۷	۱/۷۹۴	۰/۰۸۴

DUW: متغیر موهومی سال‌های جنگ ایران و عراق ، C: عرض از مبدأ و Trend: متغیر روند می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

همان‌طور که در جدول (۶) مشخص است ضریب مصرف برق (lELC) با علامت منفی بی‌معنا شده است که بر عدم تأثیرگذاری مصرف برق بر رشد اقتصادی در بلندمدت اشاره دارد. این نتیجه می‌تواند به واسطه عرضه داخلی برق با قیمت بسیار ارزان به واسطه یارانه زیاد آن باشد که باعث توجیه اقتصادی استفاده از تکنولوژی‌های ناکارامد و هدردهنده انرژی برق شده است. متغیر lGFK با ضریب مثبت و معنادار ۰/۴۱ به شکل قابل توجهی بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است که بیانگر اهمیت

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

سرمایه‌گذاری در فرایند تولید می‌باشد. متغیر lTLF نیز همانند مصرف برق با علامت منفی بی‌معنا شده است و دلیل آن را می‌توان به پایین بودن بهره‌وری نیروی‌کار و همچنین روند رو به رشد نیروی کار در مقایسه با فرصت‌های شغلی ایجاد شده نسبت داد. پس از تخمین‌های متعددی از نقاط شکست تعیین شده در آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) در این معادله، وارد کردن متغیر موهومی برای سال‌های جنگ ایران و عراق نه تنها باعث تصریح بهتر مدل شده، بلکه به باثبات بودن ضرایب بلندمدت مدل رگرسیونی نیز کمک کرده است. از این رو، متغیر DUW به مدل نهایی اضافه شده و با علامت مورد انتظار معنادار شده است. در این معادله، متغیر روند نیز به بهبود آماره SBC کمک کرده و به مدل نهایی اضافه شده است. بنابراین، می‌توان عنوان نمود آزادسازی قیمت برق با مدیریت صحیح و بکارگیری سیاست‌های مناسب می‌تواند به تخصیص بهینه این حامل انرژی و استفاده کارامد از آن منجر شود. علاوه بر این، کاهش مصرف برق فرصت صادرات این حامل انرژی و دیگر حامل‌های انرژی را که به منظور تولید برق مورد استفاده قرار می‌گیرند، فراهم می‌نماید که از این طریق منابع ارزی ارزشمندی برای کشور فراهم می‌گردد. تزریق این منابع ارزی به زیرساخت‌ها و بخش‌های تولیدی می‌تواند به رشد و توسعه اقتصادی کشور کمک نماید.

جدول ۷. برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL (1, 1, 0, 0) و متغیر وابسته lGDP

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
Δ lELC	۰/۵۹۰	۰/۲۷۳	۲/۱۶۲	۰/۰۴۰
Δ lGFK	۰/۲۳۴	۰/۰۴۵	۵/۱۹۳	۰
Δ lTLF	−۰/۷۱۲	۰/۵۶۹	−۱/۲۵۱	۰/۲۲۱
Δ C	۱۱/۳۷۳	۵/۵۵۳	۲/۰۴۸	۰/۰۵۰
Δ DUW	−۰/۰۶۹	۰/۰۱۸	−۳/۷۷۰	۰/۰۰۱
ΔTrend	۰/۰۳۸	۰/۰۲۱	۱/۷۷۹	۰/۰۸۶
ecm (-1)	−۰/۵۷۰	۰/۰۹۲	−۶/۱۷۷	۰

$DW = 2.04$ $R^2 = 0.81$ $\overline{R}^2 = 0.76$ $F = 19.39(0.000)$

Δ تفاضل مرتبه اول، DUW : متغیر موهومی سال‌های جنگ ایران و عراق و C: عرض از مبدأ می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

بر اساس نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا که در جدول (۷) نشان داده شده است، برخلاف بلندمدت در کوتاه‌مدت مصرف برق با ضریب مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است. نیروی‌کار همانند بلندمدت با علامت منفی بی معنا شده است که بر عدم تأثیرگذاری نیروی کار بر رشد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

اقتصادی حتی در کوتاه‌مدت دلالت می‌کند. سایر متغیرها با علامت مورد انتظار معنادار شده‌اند. ضریب جزء تصحیح خطا با علامت مورد انتظار در سطح بالایی معنادار شده است. این ضریب علاوه بر اینکه نتایج آزمون کرانه‌ها مبنی بر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در این معادله را تأیید می‌کند، سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت را نیز نشان می‌دهد به طوری‌که در صورت انحراف از تعادل بلندمدت در این معادله در هر دوره به میزان ۵۷ درصد از آن جبران و به تعادل نزدیک می‌شود.

در مرحله بعد، به منظور بررسی روابط بلندمدت و برآورد ضریب جزء تصحیح خطای معادله‌ای که در آن مصرف برق متغیر وابسته است، مدل ARDL (1, 2, 2, 0) بعنوان مدل بهینه بر اساس آماره SBC انتخاب شده است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت این معادله در جداول (۸) و (۹) ارائه شده است.

جدول ۸. برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL (1, 2, 2, 0) و متغیر وابسته lELC

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
lGDP	-۲/۸۰۳	۱/۴۴۴	-۲/۴۴۹	۰/۰۲۲
lGFK	۱/۰۱۷	۰/۵۴۴	۱/۸۶۹	۰/۰۷۴
lTLF	۳/۴۳۴	۰/۳۳۴	۱۰/۲۷۸	۰
C	۱/۴۴۵	۶/۷۷۴	۰/۲۱۳	۰/۸۳۳
DU72	۰/۴۴۲	۰/۱۹۴	۲/۱۷۳	۰/۰۴۰

DU72 : متغیر موهومی برای یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲و C: عرض از مبدأ می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

رشد اقتصادی (lGDP) در بلندمدت با ضریب منفی و معناداری بر مصرف برق اثرگذار است. این نتیجه به نوعی تأییدکننده نتایج حاصل از معادله قبل می‌باشد که مصرف برق با ضریب منفی هرچند بی‌معنا بر رشد اقتصادی تأثیرگذار بود. بدیهی است با افزایش رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری در بخش‌های زیربنایی و صنعتی البته به همراه سیاست‌های مدیریتی مناسب در جهت استفاده از تکنولوژی-های کارامد و مصرف بهینه انرژی، مصرف برق در کشور کاهش خواهد یافت. متغیرهای lGFK و lTLF با ضرایب مثبت و معناداری بر مصرف برق تأثیرگذار هستند چراکه استفاده و بکارگیری این نهاده‌ها در فرایند تولید نیازمند مصرف انرژی می‌باشد. در این مدل لحاظ کردن متغیر موهومی برای سال ۱۳۷۲ که سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز اجرا شده به بهبود آماره SBC کمک می‌کند. این ضریب نیز با ضریب مثبت معنادار شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

جدول ۹. برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل ARDL (1, 2, 2, 0) و متغیر وابسته lELC

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
Δ lGDP	۰/۱۸۹	۰/۰۷۱	۲/۶۳۷	۰/۰۱۴
Δ GDP(-1)	۰/۲۹۲	۰/۰۷۵	۳/۸۷۷	۰/۰۰۱
Δ lGFK	۰/۰۰۴	۰/۰۳۲	۰/۱۳۰	۰/۸۹۸
Δ lGFK(-1)	-۰/۰۹۰	۰/۰۲۸	-۳/۲۰۶	۰/۰۰۴
Δ lTLF	۰/۳۸۸	۰/۱۴۱	۲/۷۵۳	۰/۰۱۱
ΔC	۰/۱۶۳	۰/۷۱۴	۰/۲۲۸	۰/۸۲۱
ΔDU72	۰/۰۴۷	۰/۰۱۶	۲/۹۳۲	۰/۰۰۷
ecm (-1)	-۰/۱۱۳	۰/۲۴۱	-۲/۷۵۵	۰/۰۱۱
$DW = 1.97$	$R^2 = 0.81$	$\overline{R}^2 = 0.74$	$F = 14.99(0.000)$	

Δ: تفاضل مرتبه اول، DU72: متغیر موهومی برای یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ و C: عرض از مبدأ می‌باشند.
مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج حاصل از تخمین الگوی تصحیح خطا نیز در جدول (۹) ارائه شده است. در کوتاه‌مدت متغیرlGDP با یک وقفه و ضریب مثبت به صورت معناداری بر مصرف برق اثرگذار است چرا که برخلاف بلندمدت که افزایش تولید از طریق سرمایه‌گذاری در ظرفیت‌های تولیدی و بهبود بهره‌وری امکان‌پذیر است، در کوتاه‌مدت افزایش تولید یک پدیده نهاده محور بوده و با افزایش نهاده‌های تولید از جمله انرژی ممکن می‌گردد و متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص با یک وقفه و با ضریب منفی معنادار شده است. متغیر نیروی‌کار نیز با علامت منفی در کوتاه‌مدت معنادار شده است. آنچه در برآورد الگوی ECM بیشتر مورد توجه است، ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که با علامت مورد انتظار معنادار شده است. این ضریب نتایج مربوط به آزمون کرانه‌ها مبنی بر وجود رابطه بین متغیرها در این معادله را تأیید می‌کند. همچنین بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت می‌باشد.

۵-۳. نتایج تخمین مدل طرف تقاضا

در این بخش نیز همانند بخش قبلی ابتدا به بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از رهیافت آزمون کرانه‌ها پراخته شده است که نتایج مربوط به آن در جدول (۱۰) ارائه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

جدول ۱۰. نتایج رهیافت آزمون کرانه‌ها

معادله	آماره F		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
$F_{lGDP} = (lGDP/lELC, lREP)$	۰/۱۴۸	۱/۶۴۰	۲/۱۶۱
$F_{lELC} = (lELC/lGDP, LREP)$	۲/۳۴۱	۲/۵۵۵	۲/۱۳۸

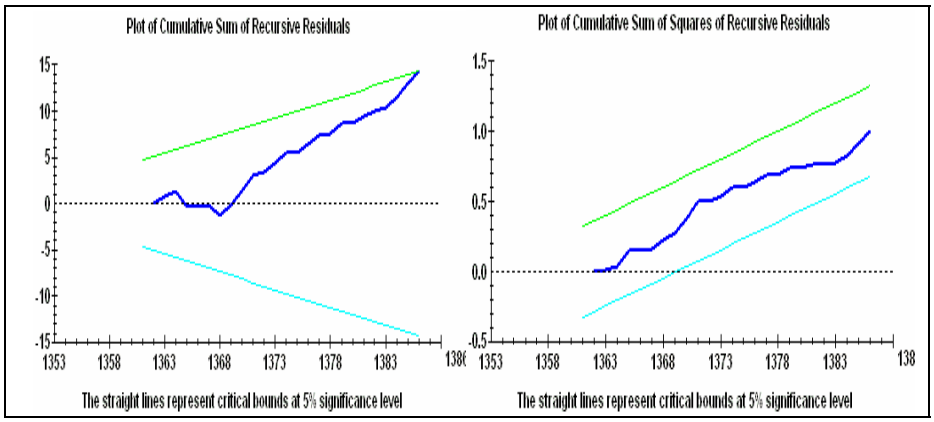
مأخذ: نتایج تحقیق.

در معادله‌ای که تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته است، مقادیر آماره F محاسبه‌شده برای هر سه حالت در سطح ۱۰ درصد پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار می‌گیرند. به این منظور نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در این معادله را رد کرد. در معادله‌ای که مصرف برق نیز متغیر وابسته است به طور مشابه هر سه مقدار F محاسبه‌شده کمتر از مقدار کرانه پایین هستند. از این رو، در این معادله نیز رابطه بلندمدت میان متغیرها وجود ندارد. بنابراین، برآورد ضرایب بلندمدت و ضریب جزء تصحیح خطا در این مدل بی‌معنا می‌باشد و می‌توان گفت که بین قیمت برق و مصرف آن و رشد اقتصادی در بلندمدت رابطه وجود ندارد و هرگونه تغییر در قیمت برق مصرف آن و حتی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار نخواهد داد.

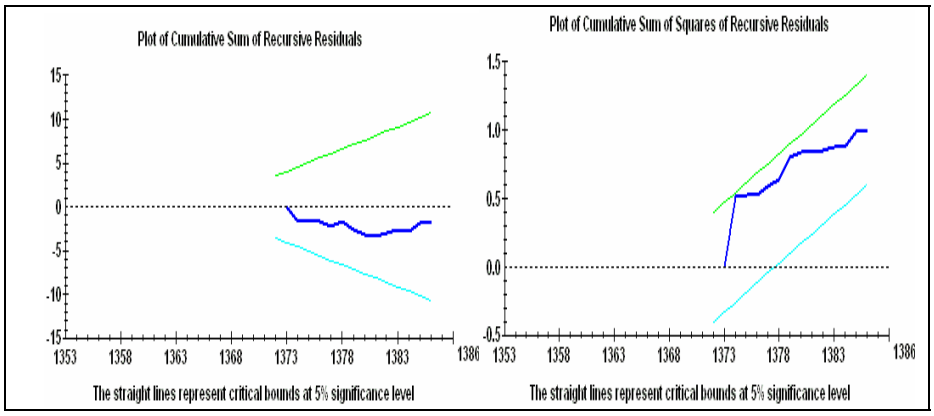
۵-۴. آزمون پایداری

همان‌طور که در بخش‌های قبلی عنوان شد، امکان وجود شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی بسیار محتمل است و عدم توجه به این نقاط شکست باعث ایجاد رگرسیون‌های ساختگی می‌گردد. بدین جهت بهترین نقاط شکستی که منجر به بهبود آماره SBC می‌شدند در برآورد ضرایب بلندمدت و الگوی تصحیح خطای معادلات مورد مطالعه لحاظ شدند. با این وجود، به منظور اطمینان از پایدار بودن رگرسیون‌های برآوردشده و صحت نتایج به دست‌آمده آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMSQ برای مدل‌های برآورد شده صورت گرفته است. در این آزمون‌ها مقادیر آماره برآورد شده در بین دو مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد رسم می‌گردد و در صورتی که از این دو کرانه خارج نشود نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر پایدار بودن رگرسیون‌های برآورد شده را رد نمود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها همان‌طور که در نمودارهای (۱) و (۲) مشاهده می‌گردد، پایدار بودن ضرایب برآورد شده در هردو معادله را نشان می‌دهد. در حالی‌که اگر معادلات بررسی شده در این مقاله بدون درنظرگرفتن نقاط شکست برآورد گردند نتایج حاصل از آنها قابل اعتماد نخواهند بود، زیرا همان‌طور که در نمودارهای (۳) و (۴) ملاحضه می‌گردد، ضرایب برآوردشده از این معادلات بر اساس آزمون پایداری CUSUMSQ در سطح ۵ درصد پایدار نمی‌باشند.

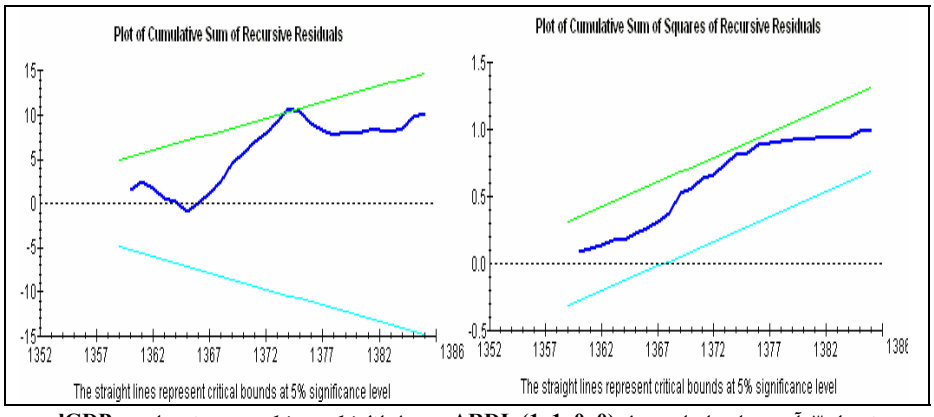
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]



نمودار ۱. آزمون‌های پایداری مدل ARDL (1, 1, 0, 0) با لحاظ شکست و متغیر وابسته lGDP

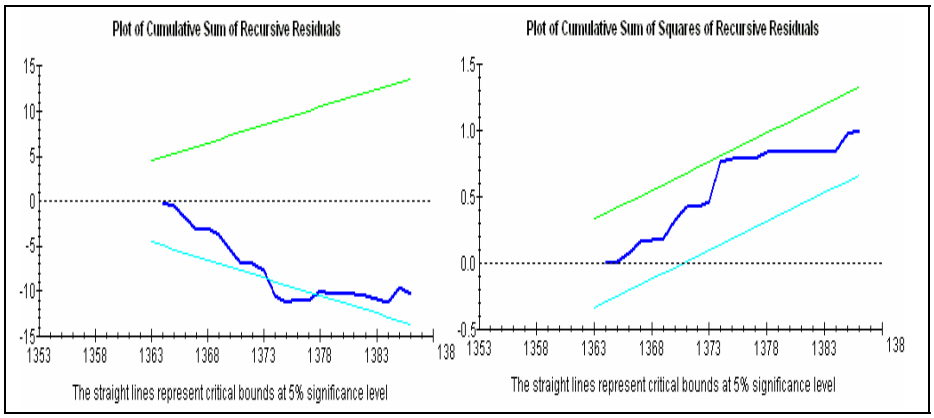


نمودار ۲. آزمون‌های پایداری مدل ARDL (1, 2, 2, 0) با لحاظ شکست و متغیر وابسته lELC



نمودار ۳. آزمون‌های پایداری مدل ARDL (1, 1, 0, 0) بدون لحاظ شکست شکست و متغیر وابسته lGDP

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]



نمودار ۴. آزمون‌های پایداری مدل ARDL (1, 2, 2, 0) بدون لحاظ شکست و متغیر وابسته lELC

۶. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله، برای بررسی رابطه بین مصرف برق و رشد اقتصادی از مدل طرف تولید با متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف برق، تشکیل سرمایه ثابت و نیروی‌کار استفاده شده است. همچنین، با اضافه نمودن متغیر قیمت واقعی برق به مصرف برق و تولید ناخالص داخلی، نحوه تأثیرگذاری قیمت برق بر مصرف آن و رشد اقتصادی در چارچوب مدل طرف تقاضا بررسی شده است. به جهت دستیابی به برآوردهای قابل اعتماد و جلوگیری از ایجاد رگرسیون‌های کاذب، متغیرهای موهومی مناسب و مربوط به شکست‌های ساختاری موجود در سری‌های زمانی مورد مطالعه به معادلات تحت بررسی اضافه شده است. در تعیین نقاط شکست از آزمون ریشه واحد با وجود دو شکست ساختاری درون‌زای لی و استرازیسیچ که تاریخ شکست‌ها را نیز تعیین می‌نماید، استفاده شده است. به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه و برآورد ضرایب بلندمدت آنها به ترتیب تکنیک اقتصادسنجی رهیافت آزمون کرانه‌ها به همجمعی و الگوی ARDL بکار رفته است.

نتایج حاصل از تخمین مدل طرف تولید نشان می‌دهد در هر دو معادله‌ای که رشد اقتصادی و مصرف برق متغیر وابسته هستند، رابطه بلندمدت وجود دارد. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت این دو معادله نیز حاکی از تأثیرگذاری رشد اقتصادی بر مصرف برق با ضریب منفی و بی‌معنا شدن ضریب مصرف برق در معادله‌ای که تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته است، می‌باشند. در کوتاه‌مدت بر خلاف بلندمدت، رابطه مثبت و دوطرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی وجود دارد که بر تأثیرگذاری مصرف برق بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت دلالت می‌کند. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها در مدل طرف تقاضا نیز هیچ نوع رابطه بلندمدتی میان متغیرها را نشان نمی‌دهد. بنابراین، مصرف برق بعنوان

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

عامل محرک رشد اقتصادی محسوب نمی‌گردد و سیاست‌های محدودکننده مصرف برق، کاهش رشد اقتصادی را موجب نخواهند شد. همچنین، قیمت برق بر مصرف آن و رشد اقتصادی در بلندمدت اثرگذار نمی‌باشد.

با توجه به اختصاص مقدار قابل‌توجه یارانه به مصرف برق از یک سو و عدم تأثیرپذیری رشد اقتصادی از مصرف برق در بلندمدت از سوی دیگر می‌توان بیان کرد سیاست آزادسازی قیمت برق نه تنها در بلندمدت خللی در فرایند رشد اقتصادی کشور ایجاد نخواهد کرد، بلکه با سرمایه‌گذاری و مدیریت صحیح منابع مالی به دست آمده از این سیاست در بخش‌های تولیدی و صنعتی کشور و همچنین استفاده کارامدتر از این عامل انرژی می‌توان به رشد و توسعه اقتصادی کشور در بلندمدت کمک شایانی نماید. حیدری و سعیدپور (۱۳۹۰) نیز چنین نتیجه‌ای را در رابطه بین مصرف فرآورده-های نفتی و رشد اقتصادی برای ایران نشان داده‌اند. البته با توجه به تأثیر مثبت مصرف برق بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت پیشنهاد می‌شود سیاست آزادسازی قیمت برق بصورت تدریجی و با احتیاط اجرا شود.

منابع

آرمن، سیدعزیز و روح الله زارع (۱۳۸۴)، "بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۱-۱۳۶۴)"، *فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۴، صص ۱۱۷-۱۴۳.

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

حیدری، حسن، دباغ، رحیم و بهرام سنگین‌آبادی (۱۳۹۰)، " تأثیر آموزش عالی بر رشد اقتصادی در ایران: کاربرد رهیافت آزمون کرانه‌ها"، *فصلنامه پژوهش و برنامه ریزی در آموزش عالی*، سال هفدهم، شماره اول، صص ۱۱۵-۱۳۶.

فضل‌زاده، علیرضا و مینا تجویدی (۱۳۸۷)، " مدیریت انرژی در صنایع ایران: مطالعه موردی: رابطه علی بین مقدار برق مصرفی و ارزش‌افزوده صنایع کوچک (SSI) (۴۹-۱۰ کارکن)"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۱۹، صص ۱۶۲-۱۴۷.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

مصطفی‌پور، منوچهر (۱۳۸۴)، *بررسی رابطه مصرف برق و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۱-۱۳۵۷)*، پایانامه کارشناسی ارشد دانشگاه شیراز

نجارزاده، رضا و اعظم عباس محسن (۱۳۸۳)، "رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*،شماره ۲، صص ۶۱-۸۱.

وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، ترازنامه انرژی سال‌های مختلف.

Altinay, G. & E. Karagol, (2004). "Structural Break, Unit Root, and the Causality Between Energy consumption and GDP in Turkey", Energy Economics, Vol.26,No.6,PP.985–994.

Bai, J. & P Perron. (2003), "Computation and analysis of Multiple Structural Change Models. "Journal of Applied Econometrics.Vol.18, No.1, PP.1-22.

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

Berndt, E. R. D. O & Wood,. (1978), "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy", Review of Economics and Statistics, Vol. 57, PP. 259-268.

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

Ghatak, S. & Siddiki, J. 2001. "The use of ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India." Journal of Applied Statistics. vol.11, pp573-583.

Ghosh, S. (2009), "Electricity Supply, Employment and Real GDP in India: Evidence From Cointegration and Granger-Causality Tests". Energy Policy. 37, No.8, PP. 2926–2929.

Lean. H. H., Smyth, R. 2009. "CO2 EMISSIONS, ELECTRICITY CONSUMPTION AND OUTPUT IN ASEAN." Monash University, Business and Economics. Development Research Unit, Discussion Paper.

Lee, C.C & Chang, C.P. 2005. "Structural Breaks, Energy Consumption, and Economic Growth Revisited: Evidence From Taiwan. "Energy Economics. 27, pp.857-872.

Lee, J. & Strazicich, M. 2003. "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. "Review of Economics and Statistics. 85, pp.1082–1089.

Narayan, P.K. 2005. "The Saving and Investment Nexusfor China: Evidence From Cointegration Tests. "Applied Economics. 37, pp.1979- 1990.

Narayan, P.K., Smyth, R., 2005. Electricity Consumption, Employment and Real Income in Australia Evidence From Multivariate Granger Causality Tests. Energy Policy 33, PP. 1109–1116.

Ockwell, D. G. 2008. " Energy and Economic Growth: Grounding our Understanding in Physical Reality." Energy Policy. 36, pp.4600-4604.

Odhiambo, M. N. 2009. " Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Tanzania: An ARDL Bounds Testing Approach." Energy Policy, 37, PP. 617622.

Oh, W. & Lee, K. 2004. "Energy Consumption and Economic Growth in Korea: Testing the Causality Relation." Journal of Policy Modeling. 26, pp.973–981.

Ouédraogo, I. M. 2010. " Electricity Consumption and Economic Growth in Burkina Faso:
A cointegration Analysis." Energy Economics, 32,PP. 524-531.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

Ozturk, I. & Acaravci, A. 2011. " Electricity Consumption and Real GDP Causality Nexus: Evidence From ARDL Bounds Testing Approach For 11 MENA Countries." Applied Energy, In Press

Ozturk, I. & Acaravci, A. 2010. ″The Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence From ARDL Bound Testing approach. ″Applied Energy. 87, PP. 1938-1943.

Pahlavani, M., Wilson, E., & Worthington, A. C. 2005. "Trade-GDP nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model." Faculty of Commerce Papers, University of Wollongong, Australia. http://www.scipub.us/; and http://ro.uow.Edu.au/Commpapers/144 Accessed 05.09.06.

Payne, J .E. 2009.″On the Dynamics of Energy Consumption and Output in the US.″ Applied Energy. 86, pp.575- 576.

Perron ,P. 1997. " Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Vriables." Journal of Econometric. 80, pp.355–385.

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

Pesaran, M. H. &. Smith. 1998. "Structural Analysis of Cointegration VARS." Journal of Economic Surveys. 12(5), pp.471-505.

Pindyck, R. S. 1979. The Structure of World Energy Demand; MIT Press.

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

Stern, D.I. 1993. "Energy and Economic Growth in the USA. A Multivariate Approach." Energy Economics. 15, pp.137–150.

Stern, D.I. & Cleveland, C.J. 2004. "Energy and Economic Growth." Rensselaer Working Paper in Economics. n, 0410, Rensselaer Polytechnic Institute, Troy, NY.

Stiglitz, J.E., 1974. Growth with Exhaustible Resources: the Competitive Economy In: Review of Economic Studies. Symposium on the Economics of Exhaustible Resources 41, 123–137.

Yang, H.Y., 2000. ″A note on the Causal Relationship Between Energy and GDP in Taiwan.″Energy Economics. 22 (3), PP. 309–317.

Zamani, M. 2007. ″Energy Consumption and Economic Activities in Iran″. Energy Economics. 29 (6), pp.1135–1140.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-28]