فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال شانزدهم / شماره ۶۷/ زمستان ۱۳۹۹/ صفحات ۸۶-۵۷

اثرات نامتقارن مصرف انرژی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی ایران با استفاده از الگوی غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (NARDL)

محمد جواد مهدی‌زاده راینی[1]
دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، javadmehdizadeh55@gmail.com

سامان ضیایی
دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، samanziaee@gmail.com

ماشالله سالارپور
استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، hosssalarpour@gmail.com

حمید محمدی
استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، hmidmohammadi1378@gmail.com

محمود احمدپور برازجانی
استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل، mahmoud_ahmadpour@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۱۲

چکیده

انرژی از جمله عواملی است که در اکثر فعالیت‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. امنیت اقتصادی اکثر کشورها در گرو دسترسی مطمئن به انرژی است. از این رو، تولید و مصرف حامل‌های انرژی و کاربرد بهینه آنها از اهمیتی خاص برخوردار است. هدف از انجام این مطالعه بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در چارچوب الگوی غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (NARDL) است. برای بررسی ارتباط نامتقارن بین متغیرهای پژوهش از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۰ استفاده شده است. نتایج نشان داد که شوک مثبت طولانی‌مدت در مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد و شوک منفی نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد. افزایش یا کاهش یک درصدی در مصرف انرژی رشد اقتصادی بخش کشاورزی را به ترتیب ۰/۸۵۳۹ و ۰/۹۶۵۷ افزایش می‌دهد. همچنین نتایج آزمون علیت نامتقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی حاکی از وجود یک رابطه علیت متقارن از مصرف انرژی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی را نشان داد. رابطه علیت نامتقارن از شوک مثبت مصرف انرژی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی وجود دارد. در نتیجه علیت نامتقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی در شوک‌های مثبت به‌دست آمد و رابطه علیت نامتقارنی از شوک منفی در مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی به دست نیامد. بنابراین سیاست‌گذاران باید سرمایه‌های جدیدی برای ایجاد نیروگاه‌های جدید انرژی در کشور جذب کنند، تا بتوانند تولید انرژی را تسریع و از تأمین انرژی لازم برای صنایع اطمینان حاصل کنند.

طبقه‌بندی JEL: O13, C53, Q41
کلید واژه‌ها: انرژی، رشد اقتصادی، الگوی NARDL، ایران

---

۱. نویسنده مسئول

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

۱- مقدمه

انرژی به‌عنوان یک نیروی محرکه در بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و انرژی نقش موثری در رشد و توسعه اقتصادی پایدار کشورها ایفا می‌کند. انرژی یک منبع کلیدی در فرآیندهای تولید و توسعه اجتماعی است؛ به ویژه، بخش‌های تولیدی که به‌منظور تولید بیشتر به انرژی متکی هستند. با توجه به اهمیت انرژی برای اقتصادها، رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی توسط محققان زیادی مورد بررسی قرار گرفته است (بنکرایم و همکاران[1]، ۲۰۱۹؛ دوگان[2]، ۲۰۱۶؛ شهباز و همکاران[3]، ۲۰۱۷؛ تاگسو و تاپسو[4]، ۲۰۱۸). در واقع، تقاضا برای انرژی به‌دلیل توسعه اقتصادی اجتماعی و رشد سریع جمعیت، روز به روز افزایش می‌یابد. در نتیجه، انرژی به‌عنوان واحد اصلی تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته می‌شود و باید یکی از عوامل تولید باشد، مانند سرمایه و نیروی کار (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹).

طی دو دهه گذشته، بیشتر کشورها با کمبود منابع انرژی روبه‌رو شده‌اند. طبق آمار آژانس بین‌المللی انرژی[5]، تقاضای انرژی در سال ۲۰۱۷، ۲/۱ درصد افزایش یافته است که بیش از دو برابر رشد سال ۲۰۱۶ است. چین یکی از بزرگ‌ترین مصرف‌کننده‌های انرژی در جهان است. از سال ۲۰۰۰، کشورهای آسیایی (هند اندونزی، مالزی و ژاپن) و کشورهای اروپایی از جمله ایتالیا، ترکیه، فرانسه و آلمان نیز مصرف انرژی خود را افزایش داده‌اند. اما مصرف انرژی در کشورهای ایالات‌متحده امریکا، انگلیس، روسیه و کانادا پایدار مانده است (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹).

همچنین طبق آخرین آمار، ایران نهمین مصرف‌کننده انرژی در دنیا با مصرف انرژی معادل ۳/۴ میلیون بشکه نفت‌خام در روز است. مطالعات نشان می‌دهد که مصرف انرژی در دنیا طی این سال‌ها دو برابر شده است. در حال حاضر ایران، یکی از بزرگ‌ترین دارندگان ذخایر هیدروکربوری دنیا (مجموع ذخایر نفت و گاز) به حساب می‌آید. مطابق آمار رسمی و تأییدشده مراجع معتبر بین‌المللی، ایران حدود ۱۵۸ میلیارد بشکه نفت

1. Benkraiem et al
2. Dogan
3. Shahbaz et al
4. Tugcu & Topcu
5. International Energy Agency

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

(۹/۳ درصد از کل منابع نفتی دنیا) و حدود ۳۳ هزار میلیارد مترمکعب گاز (۱۸ درصد دنیا) در اختیار دارد (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۸).

در ایران نیز این واقعیت که حدود ۹۸ درصد از کل انرژی مصرفی مورد نیاز کشور از فرآورده‌های هیدروکربوری تشکیل می‌شود و گاه تا ۷۰ درصد از درآمدهای ارزی کشور از محل فروش نفت تأمین می‌گردد، نشان‌دهنده وضعیت ویژه اقتصاد کشور است که ضرورت اتخاذ تصمیم‌های مناسب سیاست‌گذاران کلان کشور در برنامه‌ریزی‌ها و هدایت حرکت‌ها به سوی توسعه پایدار را آشکار می‌سازد. امروزه با توجه به انباشت گازهای گلخانه‌ای آلاینده در جو زمین که در نتیجه استفاده بی‌رویه از سوخت‌های فسیلی حاصل گردیده و باعث افزایش غیرطبیعی درجه حرارت کره زمین گردیده است، نقش جدیدی بر عهده بخش کشاورزی گذاشته شده است؛ به عبارت دیگر بخش کشاورزی می‌بایست علاوه بر انجام وظایف پیشین خود که هم راستای تحول‌های تاریخی و توسعه در اقتصاد کشورها شکل گرفته است، تولید انرژی و به‌طور دقیق‌تر تولید بیوانرژی را نیز در چارچوب وظایف خود قرار دهد. این فرایند به‌طور گسترده در کشورهایی مانند ایالات‌متحده امریکا و برزیل به‌طور جدی آغاز گردیده و در سایر کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه نیز در حال تکوین است. در دو کشور یاد شده سوخت مورد نیاز اتومبیل‌ها و کامیون‌ها به‌صورت ترکیبی از سوخت‌های فسیلی و سوخت‌های زیستی تأمین می‌گردد. در ایالات‌متحده بیشتر دو سوخت زیستی اتانول و بیودیزل که اولی از ذرت و دومی از لوبیای سویا به دست می‌آید، سطح گسترده‌ای از زمین‌های زیر کشت را به خود اختصاص داده است. کاهش سهم سوخت‌های فسیلی و افزایش سهم سوخت‌های زیستی از جمله مهم‌ترین اهداف آینده جهان می‌باشد. در چنین شرایطی و با توجه به یافته‌های علمی مطالعه‌های بین‌المللی و تأیید دانشمندان مبنی بر واقعی بودن پدیده گرمایش زمین و ضرورت اتخاذ سیاست‌های عقلایی در زمینه مصرف انرژی، بدیهی است که در ایران نیز می‌بایست با تکیه بر تجربه سایر کشورها و در آینده‌ای نه چندان دور، چگونگی استفاده از سوخت‌های فسیلی مورد بازنگری قرار گیرد و سیاست‌های نوین استفاده از انرژی‌های فسیلی و کاربرد انرژی‌های نو به گونه‌ای عملی در بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی مد نظر قرار گیرد (مرادقلی و همکاران، ۱۳۹۹).

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

از آنجایی که ایران به‌عنوان یک کشور رو به رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده و مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی است؛ یکی از مصادیق دارای الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود. بنابراین، برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی در ایران، اهمیت فراوان داشته و باید با دقت انجام گیرد. بخش انرژی نقش اساسی در توسعه اقتصاد کشورها دارد. کمبود منابع انرژی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. بنابراین، در این تحقیق، ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی مورد مطالعه قرار می‌گیرد. پژوهش در زمینه اثرات نامتقارن مصرف انرژی بر رشد اقتصادی تاکنون در ایران انجام نشده است. این مطالعه با بررسی رابطه نامتقارن دو به دو بین متغیرها، به ادبیات موجود در رابطه با رشد انرژی کمک می‌کند. در این پژوهش از یک رویکرد نامتقارن استفاده شده است. زیرا تغییرات مثبت و منفی در یک متغیر تأثیر یکسانی بر متغیر دیگر ندارد. وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها می‌تواند تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله تغییرات سیاسی، مسائل اقتصادی و پیشرفت فناوری باشد که تغییرات مثبت یا منفی در مصرف انرژی به همراه دارد و تأثیر یکسانی در رشد اقتصادی ندارد. برای این منظور، از تابع تولید کاب- داگلاس برای بررسی اثر نامتقارن مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در مورد ایران استفاده می‌شود.
ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی، موضوع بسیار مهمی در اقتصاد انرژی است. مطالعات قبلی در این زمینه اثرات نامتقارن که می‌تواند به وسیله شکست‌های ساختاری ایجاد شود را نادیده گرفته‌اند. با بررسی روند زمانی مصرف حامل‌های انرژی در ایران می‌توان یک یا چند شکست را مشاهده کرد. با توجه به شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی، برای بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌بایستی رفتارهای غیرخطی و نامتقارن نیز مدنظر قرار گیرد. با توجه به مزیت‌های روش NARDL که در روش تحقیق به آن اشاره شده است، در مطالعه حاضر از این رهیافت استفاده شد. یکی از وجوه تمایز این مطالعه با مطالعات پیشین داخلی می‌باشد. همچنین، در این مطالعه برخلاف مطالعات داخلی دیگر، به‌جای تمرکز بر مصرف انرژی، اثرات نامتقارن مصرف انرژی و سایر متغیرها بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است.

روش‌هایی که در این مطالعه استفاده می‌شود به شرح ذیل است:

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

۱- به‌دلیل قدرت توضیحی کم آزمون ریشه واحد، ما از آزمون ریشه واحد شکست ساختاری کیم و پرون[1] (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹) برای بررسی شکست ساختاری ناشناخته در این سری استفاده کرده‌ایم. ۲- از آزمون BDS پیشنهاد شده توسط (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹) جهت آزمون وجود غیرخطی بودن در این سری استفاده شده است ۳- از الگوی غیرخطی (نامتقارن) خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (NARDL) که شکل توسعه یافته مدل ARDL است و توسط (شین و همکاران[2]، ۲۰۱۴) ساخته شده استفاده گردیده است. از آزمون علیت نامتقارن، پیشنهاد شده توسط حتیمی[3] (۲۰۱۲، به نقل از بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹) نیز برای گسترش ادبیات موجود در رابطه با پژوهش‌های رشد – انرژی استفاده گردیده است.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

مرادقلی و همکاران (۱۳۹۹) مطالعه‌ای با عنوان "تأثیر مصرف انرژی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران؛ مبتنی بر رهیافت غیرخطی و نامتقارن" انجام دادند. نتایج نشان داد که کاهش مصرف انرژی در ایران در بلندمدت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، در حالی که در کوتاه‌مدت اثر منفی بر رشد دارد و یک علیت یک‌طرفه از سمت شوک منفی انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد. از طرفی، اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی اثری منفی بوده و فقط در کوتاه‌مدت با کاهش میزان شاخص‌های مالی می‌توان به اثر مثبتی در رشد اقتصادی دست یافت و یک علیت یک‌طرفه از سمت شوک مثبت توسعه مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین شوک‌های مثبت و منفی سرمایه در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد و افزایش نیروی کار باعث افزایش تولید و کاهش نیروی کار منجر به کاهش تولید (در کوتاه‌مدت و بلندمدت) می‌شود.

مرتضوی و همکاران (۱۳۹۷) مطالعه‌ای با عنوان" تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران" انجام دادند. نتایج نشان داد که ارتباط معنی‌دار و مثبت میان سرمایه و تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی و یک ارتباط

1. Kim & Perron
2. Shin et al
3. Hatemi

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

غیرمعنی‌دار متغیر نیروی کار با مصرف انرژی وجود دارد. همچنین وجود رابطه کوتاه‌مدت بین تمامی متغیرهای مدل نیز تأیید گردید. همچنین کشش مصرف انرژی در زیربخش‌های اقتصادی نسبت به نیروی کار، سرمایه و تولید ناخالص داخلی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات مثبت و معنی‌دار است.

شهنازی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای رابطه علیت بین مصرف حامل‌های مختلف انرژی با رشد اقتصادی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن در بخش‌های مختلف اقتصادی (خانگی، عمومی و تجاری، صنعت، کشاورزی و حمل و نقل) را طی دوره زمانی ۹۱-۱۳۷۶ با استفاده از روش علیت تودا و یاماموتو در ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد رابطه علیت یک‌طرفه از مصرف حامل‌های انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد؛ اما در مورد انتشار دی‌اکسید کربن وجود رابطه علیت تأیید نشده است. در بخش‌های حمل و نقل و خانگی، عمومی و تجاری وجود رابطه علیت دوطرفه از متغیر رشد اقتصادی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن با حامل‌های انرژی تأیید شده است. در بخش صنعت رابطه علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به گاز و برق به رشد اقتصادی و رابطه علیت دوطرفه از رشد اقتصادی به زغال‌سنگ وجود دارد. همچنین رابطه علیت یک‌طرفه از انتشار گاز دی‌اکسید کربن به نفت و رابطه علیت دوطرفه از انتشار گاز دی‌اکسید کربن به سایر متغیرها غیر از نفت وجود دارد.

آقایی (۱۳۹۵) مطالعه‌ای با عنوان "بررسی رابطه پویای بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به تفکیک حامل‌های مختلف انرژی و بخش‌های مختلف اقتصادی: کاربردی از آزمون کرانه‌ای ARDL" انجام داد. با توجه به نتایج به دست آمده، تأثیر مثبت مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در کل کشور و همچنین بخش‌های مختلف کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد تأیید قرار گرفت. اما تأثیر مثبت تمام حامل‌های انرژی بر رشد اقتصادی کل کشور و رشد اقتصادی بخش‌های مختلف، به جز بخش صنعت را نمی توان تأیید نمود. تأثیر مثبت گازوئیل در بخش کشاورزی و بنزین در بخش‌های خدمات و کل کشور مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای با استفاده از روش اقتصادسنجی متوسط‌گیری به بررسی رابطه ۱۶ متغیر مؤثر از جمله مصرف و قیمت انرژی بر رشد

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۴۰ پرداختند. نتایج نشان داد اثرگذاری مصرف و قیمت انرژی بر رشد اقتصادی ناچیز است.

آیسیک و همکاران[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی میزان مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور اسپانیا پرداختند. نتایج حاکی از رابطه مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بود.

نوردین و سک[2] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی مصرف انرژی برق و رشد اقتصادی در بین کشورهای با درآمد بالا و کشورهای با درآمد پایین پرداختند. نتایج نشان داد که بین مصرف انرژی برق و رشد اقتصادی در هر دو گروه کم درآمد و پر درآمد رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد.

آیسیک و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی کشور ایتالیا و ایالات‌متحده پرداختند. نتایج حاکی از یک علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای ایتالیا و ایالات‌متحده بود.

تانگ و همکاران[3] (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ویتنام با استفاده از چارچوب نئوکلاسیک رشد سولو برای دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداختند. این مطالعه از روش‌های هم‌انباشتگی و علیت گرانجر استفاده کرده و نشان دادند که رابطه یک‌طرفه‌ای از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد.

وانگ و همکاران[4] (۲۰۱۶) در تحقیقی به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در چین طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۲ پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطه علی دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی، در چین وجود دارد و نیز یک رابطه علی یک‌طرفه از مصرف انرژی به انتشار گازهای مخرب را شناسایی کردند.

فوروکا[5] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت بین مصرف گازطبیعی و توسعه اقتصادی کشور چین پرداخت. نتایج نشان داد که علیت یک طرفه بین مصرف گازطبیعی و توسعه اقتصادی وجود دارد.

1. Isik et al
2. Nordin & Sek
3. Tang et al
4. Wang et al
5. Furuoka

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

دوگان[1] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی برق و تولید ناخالص داخلی کشور ترکیه پرداختند. نتایج نشان داد یک رابطه علیت دو طرفه بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در کشور ترکیه وجود دارد.

ماجی[2] (۲۰۱۵) با استفاده از الگوی ARDL به بررسی رابطه میان مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی برای کشور نیجریه پرداخت. نتایج نشان داد، باوجود عدم رابطه معنی‌دار میان شاخص‌های انرژی‌های پاک و رشد اقتصادی در بلندمدت رابطه منفی برقرار است.

کومال و عباس[3] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه توسعه مالی و مصرف انرژی کشور پاکستان پرداختند. نتایج نشان داد که توسعه مالی تأثیر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی در پاکستان دارد.

قوش و کانجیلال[4] (۲۰۱۴) در مطالعه خود به بررسی رابطه علی بین انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی در هند پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد.

نسرین و انوار[5] (۲۰۱۴) به بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ۱۵ کشور آسیایی پرداختند. نتایج نشان داد علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ۱۵ کشور آسیایی مورد مطالعه وجود دارد.

۳- تصریح مدل

داده‌های سری زمانی مربوط به این پژوهش به‌صورت فصلی از بانک جهانی جمع‌آوری شده است. تجزیه و تحلیل و آمار توصیفی متغیرها در جدول ۱ ارائه شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود جدول ۱ شامل استفاده از انرژی (میلیون بشکه نفت‌خام در روز)، تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در بخش کشاورزی (به قیمت‌های ثابت سال

1. Dogan
2. Maji
3. Komal & Abbas
4. Ghosh & Kanjilal
5. Nasreen & Anwar

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

۱۳۸۳)، و ارزش افزوده کشاورزی، (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳)، طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۸۰ می‌باشد. این متغیرها در مطالعات قبلی تا حد زیادی مورد استفاده قرار گرفته‌اند (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹؛ نوردین و سک، ۲۰۱۸؛ شهباز و همکاران، ۲۰۱۷). لازم به ذکر است که برای دستیابی به نتایج دقیق، تمام متغیرهای پژوهش به لگاریتم طبیعی تبدیل شده است.

الگوی غیرخطی (نامتقارن) خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (NARDL)

برخی از وقایع پنهان و غیرمنتظره مانند بحران‌های مالی و اقتصادی، انقلاب‌ها و تحولات سیاسی می‌تواند منجر به ناکارآمدی رویکردهای خطی برای بررسی رابطه بین داده‌های سری زمانی اقتصادی شود. به همین دلیل برای بررسی رابطه غیرخطی و نامتقارن بین متغیرها، از مدل NARDL چند متغیره استفاده شده است، همچنین این الگو بین اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته تمایز قایل است. به‌علاوه، این مدل یک ابزار مناسب برای داده‌های سری زمانی است تا یکپارچه-سازی بین متغیرها در یک معادله واحد بررسی شود (شهباز و همکاران، ۲۰۱۷). می‌توان این مدل را صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملا I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد.

علاوه بر موارد بالا، رهیافت NARDL برخلاف روش ARDL این امکان را در اختیار پژوهشگر قرار می‌دهد که به‌طور همزمان وجود روابط غیرخطی و نامتقارن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کند (ییپ و لین[1]، ۲۰۱۷). همچنین، روابط نامتقارن می‌تواند تنها در بلندمدت و یا در کوتاه‌مدت و یا در هر دو وجود داشته باشد و لذا تأثیر شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل بر وابسته به تفکیک کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل بررسی است (آریز و همکاران[2]، ۲۰۱۷). از دیگر برتری‌های رهیافت NARDL آن است که با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) قابل برآورد بوده و ضرایب خطی برآورد می‌شوند (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹).

بنابراین فرم تبعی مدل تجربی مورد بررسی به‌صورت ذیل تصریح شده است:

1. Yeap & Lean
2. Arize et al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \rho Y_{t-1} + \theta_1^+ E_{t-1}^+ + \theta_2^- E_{t-1}^- + \theta_3^+ A_{t-1}^+ + \theta_4^- A_{t-1}^- + \theta_5^+ K_{t-1}^+ + \theta_6^- K_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p} \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_2 \Delta E_{t-1}^+$$
$$+ \sum_{i=0}^{q} \alpha_3 \Delta E_{t-1}^- + \sum_{i=0}^{q} \alpha_4 \Delta A_{t-1}^+ + \sum_{i=0}^{q} \alpha_5 \Delta A_{t-1}^- + \sum_{i=0}^{q} \alpha_6 \Delta K_{t-1}^+ + \sum_{i=0}^{q} \alpha_7 \Delta K_{t-1}^- + D_t + \mu_t \qquad (1)$$

در این رابطه $i=1,...8$، α_i ضرایب کوتاه‌مدت و θ_i ضرایب بلندمدت را نشان می‌دهد. در اینجا ضرایب کوتاه‌مدت تأثیر آنی متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد. از طرف دیگر ضرایب بلندمدت سرعت و زمان واکنش به سمت یک تعادل را بیان می‌کند. از آزمون والد جهت بررسی عدم تقارن کوتاه‌مدت $(\alpha = \alpha^+ = \alpha^-)$و بررسی عدم تقارن بلندمدت $(\theta = \theta^+ = \theta^-)$ برای متغیرهای Y_t، E_t، A_t و K_t که به‌ترتیب بیانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی (رشد اقتصادی بخش کشاورزی)، مصرف انرژی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در بخش کشاورزی هستند؛ استفاده شده است. D_t متغیر ساختگی است که از طریق آزمایش ریشه واحد تعیین می‌شود، و زمان (t) وقوع شکست ساختاری را نشان می‌دهد. وقفه‌های بهینه p و q توسط معیار آکائیک شوارتز برای متغیر وابسته Y_t و متغیرهای مستقل E_t ، K_t و A_t تعیین خواهد شد. تمام متغیرها به‌صورت مثبت و منفی به‌صورت زیر تجزیه می‌شود.

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0) \text{and} x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x, 0) \qquad (2)$$

در اینجا x_t متغیرهای مستقل E_t، A_t و I_t را نشان می‌دهد. برای تعیین روابط بلندمدت نامتقارن، ما از آزمون مقید استفاده کرده‌ایم که توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) پیشنهاد شده است، که یک آزمون ترکیبی برای کلیه سرکوبگرهای سطح باقیمانده است.

دو آزمون به‌کار گرفته می‌شوند، فرضیه صفر در آزمون آماره F ، $\theta^+ = \theta^- = \theta = 0$ و در آزمون تی فرضیه صفر از $\theta = 0$ در برابر فرضیه آلترناتیو $\theta \prec 0$. رد فرضیه صفر، به معنی وجود رابطه طولانی‌مدت بین متغیرها است. برای برآورد ضرایب نامتقارن بلندمدت، از $Lmi^+ \theta^+ / \rho$ و $Lmi^- = \theta^- / \rho$ استفاده شده، که به ترتیب این ضرایب بلندمدت تغییرات مثبت و منفی متغیرهای برونزا و رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. برای برآورد اثرات نامتقارن از معادله (۳) استفاده می‌کنیم:

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

$$mh^{+}=\sum_{j=0}^{h}\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial E_t^{+}},mh^{-}=\sum_{j=0}^{h}\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial E_t^{-}},mh^{+}=\sum_{j=0}^{h}\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial A_t^{+}},mh^{-}$$
$$=\sum_{j=0}^{h}\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial A_t^{-}},mh^{+}\sum_{j=0}^{h}\frac{\partial Y_{t+j}}{\partial K_t^{+}},mh^{-}=\sum_{j=0}^{h}\frac{\partial Y_t+j}{\partial K_t^{-}} \quad (۳)$$

اگر $h\to\infty,mh^{+}\to Lm^{+}andmh^{-}\to Lm^{-}$، پاسخ نامتقارن متغیرهای برون‌زا را به تغییرات مثبت و منفی در متغیرهای درون‌زا نشان دهد، می‌توانیم پویایی سیستم را از تعادل اولیه تا تعادل جدید در متغیرهای سیستم مشاهده کرد.

آزمون‌های علیت نامتقارن

آزمون علیت نامتقارن، اخیراً توسط حتیمی (۲۰۱۲) مورد استفاده قرار گرفته است، که برای تعیین جهت رابطه علیت نامتقارن بین متغیرها استفاده می‌شود (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹). دلیل اصلی استفاده از این آزمون، بررسی تأثیرات غیرخطی و تمایز تأثیر شوک‌های مثبت و منفی است. آزمون علیت نامتقارن به فرم زیر است:

$$Y_t=Y_{t-1}+e_{1t}=Y_0+\sum_{i=1}^{t}e_{1i}andX_t=X_{t-1}+e_{2t}=X_0+\sum_{i=1}^{t}e_{2i} \quad (۴)$$

جایی‌که $t=1,2,....,T$، Y_0 و X_0 مقادیر اولیه هستند، و e_{1t} و e_{2t} جزء خطا هستند. شوک‌های مثبت به‌وسیله $e_{1i}^{+}=\max(e_{1i},0)$ و $e_{2i}^{+}=\max(e_{2i},0)$ نشان داده می‌شوند؛ و شوک‌های منفی به‌وسیله $e_{1i}^{-}=\min(e_{1i},0)$ و $e_{2i}^{-}=\min(e_{2i},0)$.

شوک‌های مثبت و منفی متغیرها در یک چارچوب نامتقارن در زیر آورده شده است:

$$Y_t=Y_{t-1}+e_{1t}=Y_0+\sum_{t=1}^{t}e_{1i}^{+}+\sum_{t=1}^{t}e_{1i}^{-}andX_t=X_{t-1}+e_{2t}$$
$$=X_0+\sum_{t=1}^{t}e_{2i}^{+}+\sum_{t=1}^{t}e_{2i}^{-} \quad (۵)$$

در تجزیه و تحلیل این پژوهش، اشکال تجمعی شوک مثبت و منفی متغیرها در معادله (۶) به‌کار برده شده است:

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

$$Y_t^+ = \sum_{i=1}^{t} e_{1i}^+, Y_t^- = \sum_{i=1}^{t} e_{1i}^-, E_t^+ = \sum_{i=1}^{t} e_{2i}^+, E_t^- = \sum_{i=1}^{t} e_{2i}^-, A_t^+ = \sum_{i=1}^{t} e_{3i}^+$$
$$A_t^- = \sum_{i=1}^{t} e_{3i}^-, K_t^+ = \sum_{i=1}^{t} e_{4i}^i, K_t^- = \sum_{i=1}^{t} e_{4i}^- \quad (۶)$$

این رابطه علیت نامتقارن را در بین متغیرها با شوک مثبت و منفی نشان می‌دهد.

برای تعیین یک رابطه علیت و نامتقارن، باید مدل بردار اتورگرسیون برداری (VAR) را با رتبه p اتخاذ کنیم. معیار مبتنی بر وقفه که با انتخاب وقفه بهینه برای مدل VAR به‌کار گرفته می‌شود (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹). معیار حتیمی (HJC) برای انتخاب وقفه انتخاب شده است:

$$HJC = \ln(|A_j|) + q(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T}), \quad (۷)$$
$$q = 0,...p$$

نمادهای مورد استفاده در معادله در زیر شرح داده شده است:

جایی که ln نمایانگر لگاریتم طبیعی است و $|A_j|$ نشان‌دهنده دترمینان ماتریس واریانس-کوواریانس برآورد از شرایط خطا در مدل VAR با استفاده از q وقفه و تعداد معادلات و n نشان‌دهنده تعداد متغیر که در مدل VAR استفاده می‌شود و 'T' تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد (حجم نمونه).

فرضیه صفر که نشان داده شده به وسیله k^{th} عنصر از $\sum X_{it}^+$ که علیت گرنجری ω^{th} که عنصری از Y_{it}^+ نمی‌باشد. فرضیه صفر H.: ردیف ω، ستون k عنصری در A_r برابر با صفر و $r = 1,...,p$.

تئوری آزمون BDS

سری زمانی اسکالر $\{x_t\}$ را که دارای طول N و ابعاد m می‌باشد، در نظر گرفته و سری جدید $\{X_t\}$ را به‌صورت $X_t \in R^m$، $X_t = (x_t, x_{t+\tau}, \ldots, x_{t+(m-1)\tau})$ می‌توان ایجاد نمود. که در آن τ تعداد نقاط محاط در فضای m بعدی است. سپس مجموع همبستگی $C_{m,M}(r)$ ارائه شده محاسبه می‌شود (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹).

$$C_{m,M}(r) = \binom{M}{2}^{-1} \sum_{1 \le i \le j \le M} H(r - \|X_i - X_j\|) \quad (۸)$$

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

که در آن $M = N-(m-1)$ بوده و r عبارتست از شعاع یک کره به مرکز X_i و $H(u)$ تابع هویساید بوده که در آن برای $u \succ 0$ مقدار $H(u)=1$ و برای $u \leq 0$ مقدار $H(u)=0$ می‌باشد. $C_{m,M}(r)$ تعداد نقاط را در فضای m بعدی که در کره به شعاع r قرار می‌گیرد، محاسبه می‌نماید. در این آزمون فرض صفر برای دستیابی به .H این است که سری زمانی نمونه از یک فرآیند مشخص مستقل تبعیت نماید. فرض نرمال بودن $C_{m,M}(r)$ را تحت شرایط فرض صفر به کار گرفته شده است که در آن $\{x_t\}$ سری تحت آزمون بوده که به نرمال واحد متمایل می‌گردد. اگر سری‌های تولید شده فرآیندهای ایستایی داشته باشند، در این صورت حد $C_{m,M}(r)$ به‌صورت $C_m(r)=\lim_{N\to\infty} C_{m,M}(r)$ وجود خواهد داشت (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹). در این حالت حد عبارت فوق به‌صورت زیر می‌باشد:

$$C_{m,M}(r)=\iint H(r-\|X-Y\|)dF_m(X)dF_m(Y) \qquad (۹)$$

که در آن F_m تابع توزیع غالب بر سری زمانی $\{X_t\}$را نشان می‌دهد. درصورتی‌که فرآیند مستقل بوده و رابطه $H(r-\|X_i-Y_j\|)=\prod_{k=1}^{m} H(r-|X_{i,k}-Y_{j,k}|)$ برقرار باشد، رابطه بالا به معنای $C_m(r)=C_1^m(r)$ خواهد بود. همچنین عبارت $C_m(r)=C_1^m(r)$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned}\frac{1}{4}\sigma^2_{m,M}(r) &= m(m-2)C^{2m-2}(K-C^2)+K^m-C^{2m}\\ &+2\sum_{j=1}^{m-1}[C^{2j}(K^{m-j}-C^{2m-2j})-mC^{2m-2}(K-C^2)]\end{aligned} \qquad (۱۰)$$

مقادیر ثابت C و K در رابطه بالا را می‌توان به‌صورت زیر برآورد نمود:

$$\begin{aligned}C_M(r) &= \frac{1}{M^2}\sum_{i=1}^{M}\sum_{j=1}^{m}H(r-\|X_i-X_j\|)\\ K_M(r) &= \frac{1}{M^3}\sum_{i=1}^{M}\sum_{j=1}^{M}\sum_{k=1}^{M}H(r-\|X_i-X_j\|)H(r-\|X_i-X_k\|)\end{aligned} \qquad (۱۱)$$

در شرایط فرض صفر برای سری $\{x_t\}$ آماره BDS برای $m \succ 1$ به‌صورت معادله ۱۲ تعریف می‌گردد:

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

$$BDS_{m,M}(r) = \sqrt{M}\frac{C_m(r) - C_1^m(r)}{\sigma_{m,M}(r)} \qquad (۱۲)$$

زمانی که $M \to \infty$ آماره BDS به توزیع نرمال واحد متمایل می‌گردد مشروط بر اینکه نمونه‌های بزرگتری با ابعاد m بزرگ‌تر از ۲ و کوچک‌تر از ۵ داشته باشیم. برای مقدار r پیشنهاد شده بین یک دوم تا دو سوم انحراف معیار σ داده‌ها در نظر گرفته شود. اگر r یک دوم انحراف معیار در نظر گرفته شود، در این صورت تعداد نقاط موجود در فضای m بعدی زمانی که m بزرگ باشد (مثلاً $m = ۵$) بسیار کم خواهد بود به ویژه برای سری‌هایی که داده‌های کمتری دارند (به‌عنوان مثال کمتر از ۱۰۰ داده). از طرف دیگر در حالتی که r برابر سه دوم انحراف معیار در نظر گرفته شود، تعداد نقاط موجود در فضای m زمانی که m کوچک باشد (مانند $m = ۲$) بسیار زیاد و به هم نزدیک می‌باشد که محاسبه $C_{m,M}(r)$ را تحت تأثیر قرار خواهد داد، بنابراین مقدار r برابر با انحراف معیار پیشنهاد شده است (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹).

۴- نتایج

در این بخش، آمار توصیفی و آزمون ریشه واحد برای همه متغیرها نشان داده شده و از الگوی غیرخطی (نامتقارن) خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (NARDL) استفاده شده است. سرانجام روابط علیت نامتقارن و ارتباط بین متغیرها با استفاده از آزمون علیت نامتقارن ارائه شده، برآورد شده است.

آمار توصیفی و آزمون ریشه واحد

در جدول ۱، آمار توصیفی و همبستگی زوجی همه متغیرها ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بخش کشاورزی، مصرف انرژی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در بخش کشاورزی دارای چولگی منفی هستند، در حالی که ارزش افزوده کشاورزی دارای چولگی مثبت است. نتایج کشیدگی نشان می‌دهد که همه متغیرها دارای توزیع نرمال هستند. آماره جارکوا-برا فرض صفر مبنی بر نرمال بودن متغیرها را رد می‌کند. علاوه بر این، بین رشد اقتصادی بخش کشاورزی و مصرف انرژی همبستگی قوی و مثبت وجود دارد. تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی و ارزش افزوده

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

کشاورزی نیز با رشد اقتصادی بخش کشاورزی همبستگی مثبت دارند. علاوه بر این، مصرف انرژی با ارزش افزوده کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی همبستگی مثبت دارد که منجر به رشد اقتصادی بالا در بخش کشاورزی می‌شود.

در این بخش، آزمایش واحد ریشه به علت استفاده از مدل NARDL انجام می‌شود (شین و همکاران[1]، ۲۰۱۴). لازم است که اطمینان حاصل شود که همه متغیرها پایا هستند و هیچ یک از متغیرها به ترتیب پایا از مرتبه ۲ نیستند. در جدول ۲، آزمایش ریشه واحد نشان می‌دهد که تمام متغیرها به ترتیب I (0) یا I (1) هستند. برای بررسی تغییرپذیری متغیرها از روش KPSS استفاده شده است و از آزمون فیلیپس و پرون (PP) برای بررسی ریشه واحد استفاده گردید. نتایج جدول ۲، نشان می‌دهد که متغیرهای، رشد اقتصادی بخش کشاورزی، مصرف انرژی، ارزش افزوده کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی در سطح ایستا و تفاضل مرتبه اول و روند در آزمون KPSS ایستا هستند، در حالی که، تحت آزمونPP ، همه متغیر I(1) هستند.

در اقتصادسنجی کشف یک تغییر ساختاری غیرمنتظره در سری زمانی می‌تواند خطاهای موجود را پیش‌بینی نماید. آزمون ریشه واحد فرضیه صفر را پذیرفته و نشان می‌دهد که این مجموعه ایستا است، در حالی که شکست ساختاری ناشناخته می‌تواند وجود داشته باشد. آزمون ریشه واحد به‌دلیل اندازه توزیع ضعیف و قدرت توضیحی پایین، نتایج مبهمی را ارائه می‌دهد. برای حذف تغییرات ساختاری ناشناخته، با آزمون ریشه واحد نقطه شکست پیشنهاد شده، بررسی شود. در جدول ۳، با به‌کارگیری آزمون ریشه واحد شکست ساختاری و با در نظر گرفتن هر دو روش عرض از مبدا و روند و بدون روند، شکست ساختاری بررسی شده است. شکاف ساختاری برای رشد اقتصادی، مصرف انرژی، ارزش افزوده کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص وجود دارد. در واقع، تقریباً طی دو دهه گذشته، ایران از نظر سیاست‌های انرژی، اقتصادی و مالی با مسائل متعددی روبرو بوده، که هر کدام از این مسائل به نوبه خود، نرخ رشد را به‌شدت تحت تأثیر قرار داده است.

برای تشخیص رابطه غیرخطی بین متغیرها از آزمون BDS استفاده شده است (بنکرایم و همکاران، ۲۰۱۹). با توجه به جدول ۴، نتایج آزمون BDS غیرخطی بودن در

1. Shin et al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

مصرف انرژی، رشد اقتصادی بخش کشاورزی، ارزش افزوده کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی را تأیید می‌کند. فرضیه صفر (خطی بودن) رد می‌شود و فرضیه جایگزین برای غیرخطی بودن همه متغیرها پذیرفته می‌شود.

نتایج عدم تقارن

نتایج حاصل از تخمین الگوی NARDL در جدول ۵ آورده شده است. متغیرهای مصرف انرژی، ارزش افزوده کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی ۹۵/۱۱ درصد تغییرات متغیر وابسته (رشد اقتصادی بخش کشاورزی) را توضیح می‌دهند (R^2 =۰/۹۵۱۱) و مقدار باقیمانده جمله خطا ۶/۵۶ است که تغییر در رشد اقتصادی بخش کشاورزی است. مقدار آماره دوربین واتسون (۲/۲۸۹۰) به دست آمد که نشان می‌دهد خودهمبستگی بین مشاهدات متغیر وابسته (رشد اقتصادی بخش کشاورزی) وجود ندارد. آزمون والد همچنین همگرایی نامتقارن قابل توجهی را برای هر دو متغیر کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. مقدار آماره F نیز از مقدار بحرانی آن بالاتر است. تمام این آزمون‌ها قابلیت اطمینان، رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، ارزش افزوده کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی را برای دوره ۱۳۸۰:۱ تا ۱۳۹۷:۴ برای ایران را تأیید می‌کند. Fstatistics (F_{pss}) رابطه نامتقارن بین رشد اقتصادی بخش کشاورزی، مصرف انرژی، ارزش افزوده کشاورزی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی را تأیید می‌کند.

نتایج جدول ۵، نشان می‌دهد که شوک مثبت طولانی‌مدت در مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی (ضریب ۰/۵۵۱۲ در سطح معنی‌داری ۱ درصد) دارد. نتایج جدول نشان می‌دهد که شوک منفی نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (ضریب ۰/۶۷۷۱ در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد). در قسمت آخر جدول، افزایش یا کاهش یک درصدی در مصرف انرژی به ترتیب رشد اقتصادی بخش کشاورزی را ۰/۹۸۲۱ و ۰/۹۳۱۲ افزایش می‌دهد. با استفاده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مصرف انرژی به ترتیب با ضرایب ۱۱,۱۲۴۱ و ۱۳,۱۲۰۹ در سطح معنی‌داری ۱ رد شد. بنابراین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی بسیار همبسته هستند و رابطه طولانی‌مدت دارند.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

نتایج جدول ۵، نشان می‌دهد که شوک مثبت طولانی‌مدت در ارزش افزوده کشاورزی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی (ضریب ۰/۴۱۰۲- در سطح معنی‌داری ۱ درصد) دارد، همچنین نتایج جدول نشان می‌دهد که شوک منفی طولانی‌مدت در ارزش افزوده کشاورزی نیز تأثیر منفی و بی‌معنی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (ضریب ۰/۲۱۱۰- در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد). در قسمت آخر جدول، افزایش یا کاهش یک درصدی در ارزش افزوده کشاورزی به ترتیب رشد اقتصادی بخش کشاورزی را ۰/۵۵۴۸- و ۰/۳۳۱۱- کاهش می‌دهد. با استفاده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای ارزش افزوده کشاورزی به ترتیب با ضرایب ۱۷,۳۲۶۷ و ۳,۶۵۰۹ در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد شد. بنابراین ارزش افزوده کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی بسیار همبسته هستند و رابطه طولانی‌مدت دارند.

نتایج جدول ۵، نشان می‌دهد که شوک مثبت طولانی‌مدت در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی (ضریب ۰/۴۴۳۱ در سطح معنی‌داری ۱ درصد) دارد، همچنین نتایج جدول نشان می‌دهد که شوک منفی طولانی‌مدت در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (ضریب ۰/۳۱۲۱ در سطح معنی‌داری ۱ درصد). در قسمت آخر جدول، افزایش یا کاهش یک درصدی در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی به ترتیب رشد اقتصادی بخش کشاورزی را ۰/۴۴۹۸ و ۰/۳۸۲۱ افزایش می‌دهد. با استفاده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مصرف انرژی به ترتیب با ضرایب ۱۲,۱۳۲۰ و ۴,۷۷۶۱ در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد شد. بنابراین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و رشد اقتصادی بخش کشاورزی بسیار همبسته هستند و رابطه طولانی‌مدت دارند.

همچنین در کوتاه‌مدت، شوک مثبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (ضریب ۰/۳۳۲۰ در سطح معنی‌داری ۱ درصد). اما یک شوک منفی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر منفی و بی‌معنی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد. همچنین شوک مثبت و با یک وقفه تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد (ضریب ۰/۱۹۰۹ در سطح معنی‌داری ۱ درصد) و شوک

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

مثبت و با دو وقفه تشکیل سرمایه ثابت نیز بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد (ضریب ۰/۰۸۸۸ در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد). و شوک منفی و با دو وقفه تشکیل سرمایه ثابت بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تأثیر مثبت دارد (ضریب ۰/۲۵۴۳ در سطح معنی‌داری ۱ درصد). از نتایج به دست آمده، بین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و رشد اقتصادی بخش کشاورزی رابطه نامطلوبی به دست آمده است.

علیت نامتقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی

برای تعیین رابطه دو به دو بین متغیرها و ضریب تجمعی آن‌ها، از آزمون علیت نامتقارن استفاده شده است (حتیمی، ۲۰۱۲). با توجه به جدول ۶، در ردیف یک هیچ رابطه علیت متقارنی وجود ندارد. در ردیف دوم اثر خنثی بین شوک‌های مثبت در رشد اقتصادی بخش کشاورزی و شوک‌های مثبت در مصرف انرژی وجود دارد. در ردیف سوم نتیجه مشابه برای شوک‌های منفی رشد اقتصادی بخش کشاورزی بر مصرف انرژی به دست آمده است. بنابراین اثر خنثی برای هر دو رابطه متقارن و نامتقارن از رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد (شهباز، ۲۰۱۷؛ هوانگ و همکاران، ۲۰۱۷). در ردیف چهارم از مصرف انرژی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی، یک رابطه علیت متقارن وجود دارد. همان‌طور که توسط بنکرایم و همکاران (۲۰۱۹)، شهباز (۲۰۱۷) و هوانگ و همکاران (۲۰۱۷) نشان شده است. در ردیف پنجم رابطه نامتقارن از شوک مثبت مصرف انرژی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی وجود دارد. در نتیجه علیت نامتقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی در شوک‌های مثبت به دست آمد.

در ردیف ششم نتایج بیانگر یک اثر خنثی برای شوک منفی در مصرف انرژی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی به دست آمد. در این رابطه می‌توان گفت رشد اقتصادی بخش کشاورزی موجب رشد مصرف انرژی نمی‌شود، زیرا ممکن است رشد اقتصادی با مصرف اشکال دیگر انرژی همراه گردد. از آنجایی که افزایش مصرف انرژی موجب رشد اقتصادی بخش کشاورزی می‌گردد، پس باید زمینه مناسب ارائه انرژی لازم برای رشد اقتصادی بخش کشاورزی را فراهم کرد و سیاست‌گذاران باید سرمایه‌گذاران جدیدی را برای ایجاد نیروگاه‌های بیشتر انرژی در یک کشور جذب کنند تا بتوانند تولید انرژی را تسریع ننموده و از انرژی لازم برای صنایع اطمینان حاصل کنند.

با توجه به نتایج به دست آمده از ردیف هفتم و هشتم در می‌یابیم که بین رشد اقتصادی بخش کشاورزی و ارزش افزوده کشاورزی رابطه علیت متقارن وجود دارد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

همچنین یک رابطه علیت نامتقارن از شوک‌های مثبت رشد اقتصادی بخش کشاورزی به ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. علاوه بر این، یک رابطه علیت خنثی از شوک‌های منفی رشد اقتصادی بخش کشاورزی به ارزش افزوده کشاورزی وجود دارد. البته باید گفت رشد منفی اقتصاد به‌طور چشمگیری موجب کاهش تولید محصولات کشاورزی نخواهد شد، زیرا انسان برای ادامه حیات به مصرف آن‌ها نیاز دارد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از ردیف یازدهم رابطه علیت نامتقارن از شوک‌های مثبت در ارزش افزوده کشاورزی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی وجود دارد. همچنین می‌توان گفت شوک مثبت رشد اقتصادی بخش کشاورزی ممکن است موجب افزایش درآمد شود و انتظار می‌رود تقاضای محصولات کشاورزی افزایش یابد و افزایش قیمت این محصولات و به تبع آن افزایش تولیدات کشاورزی را در بر خواهد داشت. با توجه به ردیف دوازدهم جدول هیچ ارتباط علّی بین شوک‌های منفی ارزش افزوده کشاورزی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی وجود ندارد. همچنین با توجه به ردیف دهم قابل ذکر است که یک رابطه علیت متقارن از ارزش افزوده کشاورزی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی وجود دارد. این یافته‌ها حاکی از آن است که یک اثر بازخورد نامتقارن بین شوک‌های مثبت در ارزش افزوده کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی یافت می‌شود، و به‌طور مشابه نتایج متقارن نیز تأثیر بازخورد را تأیید می‌کنند.

با توجه به نتایج به دست آمده در ردیف‌های چهارده و پانزده رابطه خنثی هم برای شوک‌های مثبت و هم برای شوک‌های منفی از رشد اقتصادی بخش کشاورزی به تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی به دست آمد (رابطه علیت نامتقارنی نتیجه‌گیری نشد). همین نتیجه برای رابطه علیت متقارن بین سرمایه و رشد اقتصادی بخش کشاورزی به دست آمد.

با توجه به نتایج به دست آمده در ردیف شانزدهم یک رابطه علیت متقارن بین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی به دست آمد. شهباز (۲۰۱۷) و ون هوانگ و همکاران (۲۰۱۷) نتیجه گرفتند که یک علیت متقارن بین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی برای هند وجود دارد. سرانجام، رابطه علّیت نامتقارن بین سرمایه بخش کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی را برای هر دو شوک منفی و مثبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به رشد اقتصادی بخش کشاورزی به دست آمد. این رابطه علیت

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

نامتقارن (شهباز، بنکرائیم و همکاران، ۲۰۱۷) برای شوک‌های مثبت و منفی در مورد کشور پرتغال نیز به دست آمده بود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به‌طور کلی می‌توان گفت که الگوی توسعه صنعتی مبتنی بر سوخت‌های فسیلی برای بشر فقط حاوی فایده نبوده است. آثار زیست‌محیطی ناشی از استفاده این نوع سوخت‌ها باعث شکل‌گیری حرکت‌های جدیدی در زمینه استفاده از انرژی‌های نو گردیده و امروزه با حساسیت‌های به وجود آمده در کشورهای توسعه‌یافته شاهد پررنگ شدن مفاهیم مرتبط با توسعه پایدار با حفظ معیارهای زیست‌محیطی و لحاظ کردن منافع نسل‌های آینده هستیم. به این ترتیب می‌توان گفت که در قرن بیست و یکم در کنار افزایش مصرف گاز و کاهش در مصرف حامل‌های نفتی و نیز با توجه به نگاه تازه‌ای که نسبت به زندگی سالم و طبیعی به وجود آمده است، استفاده از انرژی‌های تجدیدنظر مانند انرژی‌های ناشی از باد، انرژی خورشیدی، ژئوترمال، جزر و مد، بیوماس و غیره، به ویژه در کشورهای صنعتی به‌عنوان کشورهای پیشتاز به‌طور جدی مدنظر قرار خواهد گرفت. با توجه به روند کنونی استفاده از انرژی‌های فسیلی و ویژگی تجدیدناپذیری آن‌ها و همچنین به‌دلیل اثرات منفی مصرف این‌گونه انرژی‌ها بر روی سلامتی انسان و محیط‌زیست، ضرورت استفاده از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر در بخش کشاورزی کشور اجتناب‌ناپذیر به نظر می‌رسد. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر یکی از راه‌های مؤثر در راه ایجاد یک کشاورزی پایدار است. لذا به‌منظور دستیابی به یک کشاورزی پایدار در کشور، اجرای سیاست‌های مدیریتی مصرف انرژی در کنار مدیریت تولید، به همراه برنامه‌ریزی‌های منظم در جهت بهینه‌سازی مصرف انرژی‌های فسیلی، کاهش روند مصرف کنونی آن‌ها و استفاده از انرژی‌های تجدید پذیر ضروری به نظر می‌رسد.

هدف از انجام این مطالعه تجزیه و تحلیل نامتقارن رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران بود. در این مطالعه از الگوی غیرخطی (نامتقارن) خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (NARDL) استفاده گردید. و جهت بررسی روابط علیت نامتقارن از آزمون علیت نامتقارن ارائه شده توسط حتیمی (۲۰۱۲)، استفاده شد. انرژی یکی از عوامل حیاتی برای توسعه اقتصادی هر کشوری بوده و بنابراین نقش مهمی در فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌نماید. از طرفی دیگر، سطوح بالاتر توسعه اقتصادی می‌تواند مصرف انرژی را القا کند. مشکل گرم شدن زمین و وضع قوانین کاهش گازهای

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

گلخانه‌ای در پروتکل کیوتو، سیاست‌های انرژی کشورهای زیادی را به شکل‌های متفاوتی تحت تأثیر قرار داده است. تغییر در سیاست‌های انرژی و تأثیر متناظر با آن، بر روی رشد اقتصادی (مخصوصا در کشورهای در حال رشد و از جمله ایران) نیازمند مطالعات دقیق‌تری است و روابط پیچیده این دو متغیر را نباید محدود به روش‌های خطی نمود که از دقت کافی برای بیان روابط پیچیده برخوردار نیستند.

به‌طور کلی نتایج تحقیق نشان داد که شوک مثبت طولانی‌مدت در مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی (ضریب ۰/۵۵۱۲ در سطح معنی‌داری ۱ درصد) دارد، که نشان می‌دهد شوک مثبت در مصرف انرژی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی کشور ایران تأثیر مثبت دارد. نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که شوک منفی نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (ضریب ۰/۶۷۷۱ در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد). در قسمت آخر جدول، افزایش یا کاهش یک درصدی در مصرف انرژی به‌ترتیب رشد اقتصادی بخش کشاورزی را ۰/۹۸۲۱ و ۰/۹۳۱۲ افزایش می‌دهد. با استفاده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مصرف انرژی به ترتیب با ضرایب ۱۱,۱۲۴۱ و ۱۳,۱۲۰۹ در سطح معنی‌داری ۱ رد شد. بنابراین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی بسیار همبسته هستند و رابطه طولانی‌مدت دارند. شوک مثبت طولانی‌مدت در ارزش افزوده کشاورزی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی (ضریب ۰/۴۱۰۲- در سطح معنی‌داری ۱ درصد) دارد، همچنین نتایج جدول نشان می‌دهد که شوک منفی طولانی‌مدت در ارزش افزوده کشاورزی نیز تأثیر منفی و بی‌معنی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (ضریب ۰/۲۱۱۰- در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد). در قسمت آخر جدول، افزایش یا کاهش یک درصدی در ارزش افزوده کشاورزی به ترتیب رشد اقتصادی را ۰/۵۵۴۸- و ۰/۳۳۱۱- کاهش می‌دهد. با استفاده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای ارزش افزوده کشاورزی به ترتیب با ضرایب ۱۷,۳۲۶۷ و ۳,۶۵۰۹ در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد شد. بنابراین ارزش افزوده کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی بسیار همبسته هستند و رابطه طولانی‌مدت دارند. شوک مثبت طولانی‌مدت در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی (ضریب ۰/۴۴۳۱ در سطح معنی‌داری ۱ درصد) دارد، همچنین نتایج جدول نشان می‌دهد که شوک منفی طولانی‌مدت در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد (ضریب ۰/۳۱۲۱ در سطح

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

معنی‌داری ۱ درصد). در قسمت آخر جدول ۵، افزایش یا کاهش یک درصدی در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی به‌ترتیب رشد اقتصادی بخش کشاورزی را ۰/۴۴۹۸ و ۰/۳۸۲۱ افزایش می‌دهد. با استفاده از آزمون والد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مصرف انرژی به ترتیب با ضرایب ۱۲,۱۳۲۰ و ۴,۷۷۶۱ در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد شد. بنابراین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی بسیار همبسته هستند و رابطه طولانی‌مدت دارند. همچنین در کوتاه‌مدت، شوک مثبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد (ضریب ۰/۳۳۲۰ در سطح معنی‌داری ۱ درصد). اما یک شوک منفی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی تأثیر منفی و بی‌معنی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی دارد. همچنین شوک مثبت و با یک وقفه تشکیل سرمایه ثابت بخش کشاورزی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد (ضریب ۰/۱۹۰۹ در سطح معنی‌داری ۱ درصد) و شوک مثبت و با دو وقفه تشکیل سرمایه ثابت بخش کشاورزی نیز بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد (ضریب ۰/۰۸۸۸ در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد). و شوک منفی و با دو وقفه تشکیل سرمایه ثابت بخش کشاورزی بر رشد اقتصادی بخش کشاورزی تأثیر مثبت دارد (ضریب ۰/۲۵۴۳ در سطح معنی‌داری ۱ درصد). از نتایج به دست آمده، بین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی رابطه نامطلوبی به دست آمده است. نتایج حاصل از رابطه علیت نامتقارن حاکی از آن بود که، یک رابطه علیت متقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی وجود دارد. این نتیجه با نتایج مطالعه بنکرایم و همکاران (۲۰۱۹)، شهباز (۲۰۱۷) و هوانگ و همکاران (۲۰۱۷) همسو است. و رابطه نامتقارن از شوک مثبت مصرف انرژی به رشد اقتصادی بخش کشاورزی وجود دارد. در نتیجه علیت نامتقارن بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بخش کشاورزی در شوک‌های مثبت به‌دست آمد.

در اکثر مطالعات صورت گرفته در کشورهای مختلف وجود تأثیر شکست‌های ساختاری مختلف بر رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی ثابت شده است. در واقع تأثیر شکست ساختاری بیانگر این واقعیت است که رابطه بین مصرف و رشد اقتصادی به هم می‌خورد. لذا کشورهایی مانند ایران باید به این نکته توجه داشته باشند که صرف وابستگی آنان به درآمدهای حاصل از فروش منابع انرژی شرایط آنان را در رویدادهای

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

اقتصادی دچار نوسان می‌کند؛ بنابراین جهت نیل به ثبات در رشد اقتصادی باید در خصوص چگونگی استفاده بهینه از انرژی چاره اندیشی شود. همچنین با توجه به این که نتایج پژوهش رابطه بلندمدت مصرف انرژی و رشد اقتصادی در بلندمدت را مورد تأیید قرار داده است می‌توان به این نتیجه دست یافت که میزان مصرف انرژی یک عامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی است؛ پس باید در اجرای سیاست‌هایی که میزان مصرف انرژی را محدود می‌کند احتیاط لازم را به عمل آورد. باید به این نکته توجه داشت که افزایش میزان مصرف انرژی باید با عواملی مانند مصرف در بخش تولیدی همراه باشد و به عبارتی افزایش مصرف انرژی مد نظر نیست بلکه باید با استفاده و به‌کارگیری تکنولوژی-های پیشرفته، سعی در کاهش شدت انرژی، بالا بردن کارایی انرژی و جلوگیری از هدر رفتن و اتلاف انرژی باشد.

از این یافته‌ها نتیجه می‌گیریم که، به‌دلیل بد اداره ناصحیح و سیاست‌های نادرست، بخش انرژی ایران هرگز تقاضای انرژی در این کشور را برآورده نکرده است. در میان بخش‌های اقتصادی، بخش کشاورزی نقش مهمی در اقتصاد ایران دارد. اقتصادی مانند ایران هرگز نمی‌تواند اهداف خود را بدون بخش کشاورزی برآورده کند. برای رشد اقتصادی بلندمدت، دولت باید سرمایه‌گذاری بیشتری برای ایجاد زیرساخت‌های بهتر انجام دهد. مقامات دولتی و سیاست‌گذاران باید سرمایه‌گذاران جدیدی را برای سرمایه‌گذاری بیشتر در ایران به‌منظور افزایش رونق در اقتصاد کشور جذب نمایند. نتیجه‌گیری اصلی پژوهش حاضر این است که سیاست‌های انرژی نقش مهمی در توسعه پایدار ایفا می‌کند و باعث رشد در ایران می‌شود. با این حال، بخش انرژی به تنهایی برای افزایش درآمد کشور کافی نیست. این پژوهش به نوعی از سیاست‌گذاران در جذب سرمایه‌گذاران خارجی و محلی برای سرمایه‌گذاری در انرژی، تشویق تولید برق، غلبه بر مسائل زیست‌محیطی و همچنین طراحی فنآوری‌های جدید برای صرفه جویی در انرژی حمایت می‌کند. ایران در حال حاضر با مشکلاتی در زمینه انرژی و آب روبرو است. می‌توان با ایجاد سدهای جدید برقابی در کشور این دو مشکل را برطرف کرد و برق ارزان قیمت را به مصرف‌کنندگان ارائه نمود و همچنین مخازن آب را برای بخش کشاورزی فراهم کرد. و سخن آخر اینکه مطالعات آینده در این زمینه باید رابطه نامتقارن بین متغیرها را در نظر بگیرد و بر این اساس یک رویکرد تجربی انتخاب نمایند.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

جدول ۱. آمار توصیفی و همبستگی زوجی

	Yt	Et	At	Kt
میانگین	۹,۶۳۱	۶,۶۵۱	۸,۷۱۰	۸,۰۰۹
میانه	۹,۷۱۲	۶,۱۱۰	۸,۵۶۲	۸,۵۱۰
بیشینه	۹,۵۱۱	۶,۱۱۱	۸,۵۵۰	۸,۷۶۱
کمینه	۹,۰۰۱	۵,۹۸۷	۸,۱۰۹	۸,۰۰۴
انحراف معیار	۰,۲۵۳	۰,۱۷۹	۰,۱۱۲	۰,۱۴۱
چولگی	-۰,۲۵۱	-۰,۳۰۹	۰,۱۷۶	-۰,۶۵۴
کشیدگی	۱,۷۷۰	۱,۵۰۹	۱,۴۴۵	۲,۵۷۹
آماره جارکوبرا	۳,۸۰۸	۴,۴۳۰	۴,۲۳۱	۳,۷۷۱
احتمال	۰,۱۲۱	۰,۱۱۱	۰,۱۷۶	۰,۲۳۰
مجموع	۵۳۱,۱۱۰	۳۴۱,۲۲۱	۵۰۹,۱۷۹	۷۱۰/۴۴۴
مجموع انجراف معیار	۲,۲۱۱	۱,۵۵۴	۰,۶۶۸	۱,۱۲۰
مشاهده	۶۸	۶۸	۶۸	۶۸
Yt	۱			
Et	۰,۸۹۷	۱		
At	۰,۸۷۷	۰,۸۸۰	۱	
Kt	۰,۶۵۵	۰,۶۹۰	۰,۵۱۰	۱

منبع: یافته‌های تحقیق (Y بیانگر رشد اقتصادی است E بیانگر مصرف انرژی است، A نشانگر ارزش افزوده کشاورزی است و K نشان‌دهنده سرمایه است)

جدول ۲. تجزیه و تحلیل ریشه واحد بدون شکست ساختاری

Variable	KPSS Level	1st Diff	PP Level	1st Diff
Yt	۰,۱۴۴۳(۵)**	۰,۰۶۴۰(۲)***	-۱,۵۴۰۰(۳)	-۵,۷۷۷۸(۱)***
Et	۰,۱۶۶۱(۵)**	۰,۱۲۴۳(۱)*	۰,۲۳۱۰(۰)	-۵,۶۵۱۰(۰)***
At	۰,۱۲۳۰(۴)**	۰,۱۴۴۱(۱۵)**	-۳,۴۳۱۰(۴)*	-۹,۷۶۰۰(۸)***
Kt	۰,۱۶۹۸(۵)**	۰,۰۳۴۵(۲)	-۱,۲۱۳۱(۰)***	-۵,۴۵۶۹(۵)***

منبع: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** سطح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را به ترتیب برای فرضیه صفر نشان می‌دهند. مقادیر موجود در پرانتز بیانگر ترتیب وقفه است. طول وقفه مطلوب برای آزمون ریشه واحد)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

جدول ۳. تجزیه و تحلیل ریشه واحد با شکست ساختاری

متغیرها	روند و عرض از مبدأ		فقط عرض از مبدا	
	آماره	تاریخ شکست	آماره	تاریخ شکست
Yt	-۴,۷۶۵۴	۱۳۹۶	-۴,۱۲۰۹	۱۳۹۰
Et	-۳,۸۱۰۰	۱۳۹۱	-۳,۵۵۴۱	۱۳۸۸
At	-۵,۱۲۴۰	۱۳۹۴	-۵,۳۱۱۹	۱۳۹۲
Kt	-۴,۱۲۰۴	۱۳۹۳	-۳,۲۲۴۱	۱۳۹۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. آزمون غیرخطی BDS

متغیر	m=۲	m=۳	m=۴	m=۵	m=۶
Yt	۰,۲۹۱۱***	۰,۴۳۱۹***	۰,۵۳۲۱***	۰,۶۰۹۸***	۰,۶۶۲۱***
Et	۰,۲۱۳۰***	۰,۴۴۰۹***	۰,۵۳۷۷***	۰,۶۱۱۱***	۰,۶۳۱۰***
At	۰,۱۵۲۱***	۰,۳۳۱۸***	۰,۴۱۱۰***	۰,۴۳۱۲***	۰,۴۴۳۱***
Kt	-۰,۱۷۷۶***	-۰,۳۱۴۱***	-۰,۴۵۰۳***	-۰,۵۰۱۱***	-۰,۵۴۱۰***

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین الگوی غیرخطی NARDL

متغیر وابسته: Y_t			
متغیر	ضریب	آماره تی	احتمال
Constant	۷,۰۰۹۲***	۵,۵۶۹۷	۰,۰۰۰۰
Y_{t-1}	-۰,۶۲۱۴***	-۵,۵۶۸۵	۰,۰۰۰۰
E^+_{t-1}	۰,۵۵۱۲***	۳,۸۳۴۷	۰,۰۰۱۲
E^-_{t-1}	۰,۶۷۷۱**	۲,۰۰۶۳	۰,۰۶۰۱
A^+_{t-1}	-۰,۴۱۰۲***	-۶,۳۶۱۸	۰,۰۰۰۰
A^-_{t-1}	-۰,۲۱۱۰	-۱,۳۴۴۰	۰,۱۹۵۶
K^+_{t-1}	۰,۴۴۳۱***	۴,۴۵۰۵	۰,۰۰۰۳
K^-_{t-1}	۰,۳۱۲۱***	-۳,۸۱۰۲	۰,۰۰۱۳
D_{2001}	-۰,۰۴۷۲***	-۳,۸۱۰۱	۰,۰۰۰۰
ΔE^+_t	۰,۴۹۳۴***	۳,۸۹۱۰	۰,۰۰۱۱
ΔE^-_t	۱,۱۲۵۰***	۴,۰۶۵۶	۰,۰۰۰۷
ΔE^-_{t-1}	۰,۸۳۶۸***	۳,۲۴۱۸	۰,۰۰۴۵

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

متغیر وابسته: Y_t			
متغیر	ضریب	آماره تی	احتمال
ΔE_{t-2}^{-}	۰,۶۳۹۹**	۲,۴۰۰۵	۰,۰۲۷۴
ΔA_{t}^{-}	۰,۱۱۶۲	۱,۵۴۱۴	۰,۱۴۰۶
ΔA_{t-1}^{-}	۰,۲۳۱۲**	۲,۴۲۳۵	۰,۰۲۶۱
ΔA_{t-2}^{-}	۰,۱۲۸۸	۱,۴۲۱۴	۰,۱۷۲۳
ΔK_{t}^{+}	۰,۳۳۲۰***	۴,۱۹۵۴	۰,۰۰۰۵
ΔK_{t-1}^{+}	-۰,۱۹۰۹***	-۳,۱۳۶۶	۰,۰۰۵۷
ΔK_{t-2}^{+}	-۰,۰۸۸۸*	-۱,۷۶۱۶	۰,۰۹۵۱
ΔK_{t}^{-}	-۰,۰۹۷۱	-۱,۵۹۸۷	۰,۱۲۷۵
ΔK_{t-2}^{-}	۰,۲۵۴۳***	۳,۸۸۱۷	۰,۰۰۱۱
R^2	۰,۹۵۱۱		
$Adj-R^2$	۰,۸۵۳۷		
$D-Wstat$	۲,۲۸۹۰		
χ_{SC}^2	۳,۵۶۴۴	[۰/۱۶۸۳]	
χ_{HET}^2	۱۹,۰۰۹۷	[۰/۶۴۴۷]	
χ_{FF}^2	۱,۷۳۰۶	[۰/۲۰۵۸]	
L_E^{+}	۰,۹۸۲۱***	L_E^{-}	۰,۹۳۱۲*
L_A^{+}	-۰,۵۵۴۸***	L_A^{-}	-۰,۳۳۱۱
L_K^{+}	۰,۴۴۹۸***	L_K^{-}	۰,۳۸۲۱***
$W_{LR.E}$	۱۳,۱۲۰۹***	$L_{SR.E}$	۱۱,۱۲۴۱***
$W_{LR.A}$	۱۷,۳۲۶۷***	$L_{SR.A}$	۳,۶۵۰۹**
$W_{LR.K}$	۱۲,۱۳۲۰***	$L_{SR.K}$	۴,۷۷۶۱***
F_{PSS}	۱۳,۷۵۲۲***		
T_{BDM}	-۴,۸۶۲۰**		

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

جدول ۶. آزمون علت نامتقارن و غیر نامتقارن

ردیف	متغیرها	آماره تی	تغییرات در سطح ٪۱۰	تغییرات در سطح ٪۵	تغییرات در سطح ٪۱
۱	$\not\Rightarrow E_t\ Y_t$	۰,۱۹۰	۴,۳۲۲	۷,۲۱۰	۸,۱۱۰
۲	$\not\Rightarrow E_t^+\ Y_t^+$	۰,۸۳۱	۴,۶۷۳	۵,۵۴۷	۷,۱۰۳
۳	$\not\Rightarrow E_t^-\ Y_t^-$	۰,۳۳۰	۳,۸۷۱	۴,۱۰۳	۱۰,۹۸۱
۴	$\Rightarrow Y_t\ E_t$	۶,۴۲۰**	۳,۵۴۱	۴,۹۸۱	۸,۰۰۹
۵	$\Rightarrow Y_t^+\ E_t^+$	۷,۷۱۰**	۳,۶۱۲	۴,۰۹۴	۸,۱۲۹
۶	$\not\Rightarrow Y_t^-\ E_t^-$	۴,۶۵۱	۶,۶۶۱	۸,۷۰۳	۱۳,۶۵۳
۷	$\Rightarrow A_t\ Y_t$	۷,۷۷۰***	۳,۶۵۲	۶,۲۲۱	۷,۹۸۲
۸	$\Rightarrow A_t^+\ Y_t^+$	۳,۷۰۹*	۲,۶۹۰	۴,۴۴۲	۷,۹۰۰
۹	$\not\Rightarrow A_t^-\ Y_t^-$	۱,۷۷۷	۵,۸۷۲	۷,۱۱۲	۱۶,۵۱۰
۱۰	$\Rightarrow Y_t\ A_t$	۹,۸۱۱*	۸,۵۰۹	۱۰,۵۵۴	۱۶,۹۱۱
۱۱	$\Rightarrow Y_t^+\ A_t^+$	۶,۵۸۱**	۴,۳۱۲	۵,۰۰۵	۹,۹۹۱
۱۲	$\not\Rightarrow Y_t^-\ A_t^-$	۰,۱۷۰	۳,۶۱۹	۵,۰۹۲	۸,۵۱۲
۱۳	$\not\Rightarrow K_t\ Y_t$	۰,۶۶۱	۳,۸۲۱	۵,۹۲۰	۸,۰۸۱
۱۴	$\not\Rightarrow K_t^+\ Y_t^+$	۰,۱۲۰	۴,۷۱۰	۵,۵۰۲	۶,۹۳۸
۱۵	$\not\Rightarrow K_t^-\ Y_t^-$	۰,۷۷۰	۴,۳۷۹	۵,۷۲۹	۸,۰۵۱
۱۶	$\Rightarrow Y_t\ K_t$	۵,۱۱۱**	۳,۴۰۹	۴,۵۰۸	۶,۱۲۹
۱۷	$\Rightarrow Y_t^+\ K_t^+$	۴,۸۴۱**	۳,۸۵۱	۴,۷۱۵	۸,۷۱۱
۱۸	$\Rightarrow Y_t^-\ K_t^-$	۹,۱۷۳**	۶,۳۹۷	۸,۳۴۷	۱۰,۹۵۸

منبع: یافته‌های تحقیق

منابع

آقایی مجید (۱۳۹۵). بررسی رابطه پویای بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به تفکیک حامل‌های مختلف انرژی و بخش‌های مختلف اقتصادی: کاربردی از آزمون کرانه‌ای ARDL. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. دوره دوازدهم، شماره چهل و نه، ۱۶۱-۱۰۳.

شهنازی، روح‌الله؛ هادیان، ابراهیم و جرگانی، لطف‌الله (۱۳۹۶). بررسی رابطه علیت میان مصرف حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و دی‌اکسید کربن در بخش‌های اقتصاد ایران.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره هفتم، شماره بیست و هشتم، ۷۰-۵۱.

مرادقلی، فاطمه؛ زمانیان، غلامرضا و هاتفی مجومرد، مجید (۱۳۹۹). مصرف انرژی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران؛ مبتنی بر رهیافت غیرخطی و نامتقارن. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، سال هشتم، شماره بیست و نهم، ۵۳-۷.

مرتضوی، سیدابوالقاسم؛ الهی، مهدی و اسعدی، محمدعلی (۱۳۹۷). تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال پنجم، شماره سوم، ۲۰-۱.

مهرآرا، محسن؛ رضایی برگشادی، صادق و حامدی، سهیلا (۱۳۹۵). تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی ایران؛ رهیافت بیزی. فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی، دوره سوم، ۱۰۱-۶۱.

Arize, A. C., Malindretos, J., & Igwe, E. U. (2017). Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach. International Review of Economics & Finance, 49, 313-326.

Benkraiem, R., Lahiani, A., Miloudi, A., & Shahbaz, M. (2019). The asymmetric role of shadow economy in the energy-growth nexus in Bolivia. Energy policy, 125, 405-417.

Chang, S.-C. (2015). Effects of financial developments and income on energy consumption. International Review of Economics & Finance, 35, 28-44.

Claessens, S., & Feijen, E. (2007). Financial sector development and the millennium development goals: The World Bank.

Dogan, E. (2016). The relationship between economic growth, energy consumption and trade. Bulletin of Energy Economics, 4(1), 70-80.

Dogan, E. (2016). The relationship between economic growth, energy consumption and trade. Bulletin of Energy Economics, 4(1), 70-80.

Furuoka, F. (2016). Natural gas consumption and economic development in China and Japan: An empirical examination of the Asian context. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 56, 100-115.

Ghosh, S., & Kanjilal, K. (2014). Long-term equilibrium relationship between urbanization, energy consumption and economic activity: empirical evidence from India. Energy, 66, 324-331.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

Greenwood-Nimmo, M. & Shin, Y. (2013). Taxation and the asymmetric adjustment of selected retail energy prices in the UK. Econ. Lett. 121(3), 411–416.

Hatemi-J, A. (2003). A new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models. Applied Economics Letters, 10(3), 135-137.

Hatemi-J, A. (2008). Forecasting properties of a new method to determine optimal lag order in stable and unstable VAR models. Applied Economics Letters, 15(4), 239-243.

Hatemi-j, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. Empirical Economics, 43(1), 447-456.

Isik, C., Dogru, T. & Turk, E. S. (2018). A nexus of linear and non-linear relationships between tourism demand, renewable energy consumption, and economic growth: Theory and evidence.International Journal of Tourism Research, 20(1), 38-49.

Kim, D., & Perron, P. (2009). Unit root tests allowing for a break in the trend function at an unknown time under both the null and alternative hypotheses. Journal of econometrics, 148(1), 1-13.

Komal, R. & Abbas, F. (2015). Linking financial development, economic growth and energy consumption in Pakistan. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 44, 211-220.

Komal, R., & Abbas, F. (2015). Linking financial development, economic growth and energy consumption in Pakistan. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 44, 211-220.

Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. The Journal of Energy and Development, 401-403.

Maji, I. K. (2015). Does clean energy contribute to economic growth? Evidence from Nigeria. Energy Reports, 1, 145-150.

Narayan, S. (2016). Predictability within the energy consumption–economic growth nexus: Some evidence from income and regional groups. Economic Modelling, 54, 515-521.

Nasreen, S., & Anwar, S. (2014). Causal relationship between trade openness, economic growth and energy consumption: A panel data analysis of Asian countries. Energy policy, 69, 82-91.

Nordin, S. K. B. S. & Sek, S. K. (2018). Comparing the relationship among CO2 emissions, energy consumption and economic growth in high and low income countries: Panel Granger causality and cointegration testing. Paper presented at the AIP Conference Proceedings.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. Energy policy, 38(5), 2528-2535.

Shahbaz, M. (2015). Electricity consumption, financial development and economic growth nexus in Pakistan: a visit. Bulletin of Energy Economics (BEE), 3(2), 48-65.

Shahbaz, M., Benkraiem, R., Miloudi, A., & Lahiani, A. (2017). Production function with electricity consumption and policy implications in Portugal. Energy policy, 110, 588-599.

Shahbaz, M., Hoang, T. H. V., Mahalik, M. K., & Roubaud, D. (2017). Energy Consumption, Financial Development and Economic Growth in India: New Evidence from a Nonlinear and Asymmetric Analysis Energy Economics, 66, 199-212.

Shahbaz, M., Van Hoang, T. H., Mahalik, M. K. & Roubaud, D. (2017). Energy consumption, financial development and economic growth in India: New evidence from a nonlinear and asymmetric analysis. Energy Economics, 63, 199-212.

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. Festschrift in Honor of Peter Schmidt. Springer Science and Business Media, New York.

Tang, C. F., & Tan, B. W. (2014). The linkages among energy consumption, economic growth, relative price,foreign direct investment, and financial development in Malaysia. Quality & Quantity, 48(2), 781-797.

Tang, C. F., Tan, B. W., & Ozturk, I. (2016). Energy consumption and economic growth in Vietnam. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 54, 1506-1514.

Tugcu, C. T. & Topcu, M. (2018). Total, renewable and non-renewable energy consumption and economic growth: Revisiting the issue with an asymmetric point of view. Energy, 152.

Wang, S., Li, Q., Fang, C., & Zhou, C. (2016). The relationship between economic growth, energy consumption, and CO2 emissions: Empirical evidence from China. Science of the Total Environment, 542, 360-371.

Yeap, G. P. & Lean, H. H. (2017). Asymmetric inflation hedge properties of housing in Malaysia: New evidence from nonlinear ARDL approach. Habitat International, 62, 11-21.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]

The Asymmetric Effects of Energy Consumption on Growth of Iran's Agricultural Sector Using Non-Linear Extended Lag Self-Regression (NARDL)

Mohammad Javad Mehdizadeh Rayeni[1]*, Saman Ziaee[2], Hamid Mohammadi[3], Mashallah Salarpour[4], Mahmoud Ahmadpour Borazjani[5]

1. Ph.D Student in Agricultural Economics, University of Zabol, Zabol, Iran, javadmehdizadeh55@gmail.com
2. Associate Professor of Agricultural Economics, University of Zabol, Zabol, Iran, samanziaee@gmail.com
3. Assistant Professor of Agricultural Economics, University of Zabol, Zabol, Iran, hosssalarpour@gmail.com
4. Assistant Professor of Agricultural Economics, University of Zabol, Zabol, Iran, hmidmohammadi1378@gmail.com
5. Assistant Professor of Agricultural Economics, University of Zabol, Zabol, Iran, mahmoud_ahmadpour@yahoo.com

Received: 2020/01/07 Accepted: 2019/11/03

Abstract

Energy is one of the factors used in most economic activities. The economic security of most countries depends on secure access to energy. Therefore, the production and consumption of energy and its optimal use are of particular importance. The purpose of this study is to investigate the relationship between energy consumption and economic growth in the framework of nonlinear self-regression with extended interruptions (NARDL). We use seasonal data for the period 2002-2018 to investigate the asymmetric relationship between the chosen variables. The results indicate that a positive long-term shock on energy consumption had a positive effect on growth of the agricultural sector. A one percent increase or decrease in energy consumption increases economic growth in the agricultural sector by 0.8539 and 0.9657 percent, respectively. Also, the results of asymmetric causality test between energy consumption and growth of agricultural sector indicate that there is a symmetric causal relationship between energy consumption and growth of the agricultural sector. There is a positive asymmetric causal relationship between positive energy consumption shocks and agricultural growth, and no asymmetric causal relationship between negative shocks to energy consumption and growth of the agricultural sector. Therefore, policymakers need to attract new capital to build new power plants in the country, so that they can accelerate energy production and ensure the energy needed for agriculture.

Classification JEL: O13, C53, Q41

Keywords: Energy, Economic Growth, NARDL model, Iran

*. Corresponding Author

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-15]