فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال پنجم، شماره‌ی ۱۷، بهار ۱۳۹۵
صفحات: ۵۵-۷۹

کاربرد آزمون کرانه‌ای خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی در تعیین رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت مصرف گازطبیعی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ایران)

عباس معمارزاده[1*]
علی امامی‌میبدی[2]
احسان حیدری‌پور[3]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۱۲/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۰۲

چکیده

در این مطالعه رابطه پویا میان مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از یک مدل چند متغیره مورد بررسی قرار گرفته است. متغیرهای استفاده شده در این تحقیق رشد اقتصادی، نیروی کار فعال، موجودی سرمایه، مصرف گاز طبیعی و بهره‌وری کل عوامل تولید طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۹۱ بوده است. علیت گرنجری میان متغیرها با استفاده از روش تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار گرفته است. رابطه علیت گرنجری دوطرفه میان مصرف گاز طبیعی و نرخ رشد اقتصادی، موجودی سرمایه و نرخ رشد اقتصادی و نیز رابطه علیت گرنجری یک‌طرفه از موجودی سرمایه به مصرف گاز طبیعی و از نرخ رشد اقتصادی و موجودی سرمایه به بهره‌وری کل عوامل تولید مورد تأیید قرار گرفته است. آزمون کرانه‌ای خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی را تأیید می‌نماید. مصرف گاز طبیعی و موجودی سرمایه دو عامل مهم در رشد اقتصاد ایران بوده‌اند.

کلیدواژه‌ها: مصرف گاز طبیعی، رشد اقتصادی، هم جمعی، آزمون کرانه‌ای ARDL

طبقه‌بندی JEL: Q13 ,Q40 ,Q30

۱. دانشجو دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (*نویسنده مسئول) **Email:** memarzadeh_eco@yahoo.com
۲. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی **Email:** emami@atu.ac.ir
۳. دانشجو دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی **Email:** ehsan.heydaripoor@gmail.com

۱. مقدمه

از دیرباز مطالعات بسیاری در رابطه با مصرف انرژی و رشد اقتصادی در مطالعات اقتصادی انجام‌گرفته است. به سبب وجود دلالت‌های سیاستی مهم، موضوع مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌طور بسیار وسیعی از سوی محققان در حال بررسی است. اگر مصرف گاز طبیعی میزان رشد اقتصادی را به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار دهد، آنگاه سیاست‌های حفظ و صرفه‌جویی در منابع طبیعی می‌توانند اثر سوء بر رشد اقتصادی داشته باشند. به منظور تحقق اهداف پروتکل کیوتو و ازآنجایی‌که گاز طبیعی نسبت به دیگر سوخت‌های فسیلی میزان دی‌اکسیدکربن کمتری منتشر می‌نماید، کشورها در سرتاسر دنیا در حال شناسایی بسته‌های سیاستی برای تشویق استفاده بیشتر از گاز طبیعی به عنوان سوخت پاک هستند (آپریگس و پاین، ۲۰۱۰)[1].

به‌طور متوسط مصرف گاز طبیعی کل دنیا در سال‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۷ به ترتیب ۲۱٪ و ۲۳٪ بوده است. پیش‌بینی می‌شود که مصرف گاز طبیعی بین سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۳۵ با نرخ رشد سالانه ۱/۸٪ افزایش یابد؛ بنابراین بررسی روابط بلندمدت و کوتاه مدت و نیز ارتباط علیتی میان مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی می‌تواند دانش و ابزاری ارزشمند برای تبیین سیاست‌گذاری‌های آتی در این حوزه ایجاد نماید. از طرفی، ازآنجایی‌که گاز طبیعی منبعی مهم برای تولید برق به‌شمار می‌رود، تقاضای بیشتر برای برق به معنی افزایش نیاز برای گاز طبیعی است. چشم‌انداز آتی گواه آن است که روند تولید برق از گاز طبیعی از سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۳۵ سالانه به‌طور متوسط ۲/۱٪ افزایش یابد. ازآنجایی‌که گاز طبیعی نسبت به دیگر سوخت‌های فسیلی منبعی کاراتر است و نیز هزینه‌های سرمایه‌ای و آلایندگی کمتری دارد. موردتوجه بسیاری از کشورهای جهان قرارگرفته است (EIA[2], ۲۰۱۴). ازاین‌رو کشورهای درحال‌توسعه که توانایی جذب سرمایه‌گذاری خارجی برای راهبردهای ترکیب انرژی خود، علی‌الخصوص انرژی هسته‌ای را ندارند به استفاده از گاز طبیعی به عنوان جایگزینی مناسب و پاک متوسل شده‌اند. تقاضای فزاینده برای گاز طبیعی و نیز اثرات آن بر رشد اقتصادی دلیلی بر فهم درست ارتباط بین این دو متغیر است تا بتوان به‌طور کاراتری سیاست‌گذاران صنعت گاز کشور را از گزینه‌های سیاستی موجود برای تبیین در این صنعت آگاه نمود.

کشور ایران به عنوان یک کشور روبه رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده و وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی، یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود؛ بنابراین برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی در این کشور اهمیت فراوان داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد. با توجه به ارتباط نزدیک‌بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، تعیین کم و کیف رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌تواند در تبیین سیاست‌های

1. Apergis & Payne
2. Energy information administration

بخش انرژی کمک مؤثری کند (آرمن و زارع، ۱۳۸۸). از طرفی، افزایش مصرف داخلی نفت خام برای توسعه فعالیت‌ها، رشد جمعیت و بهبود سطح زندگی مردم از یکسو و صادرات آن به دلیل وابستگی اقتصاد کشور و دولت به درآمد ارزی حاصل از آن و نقش و اهمیت آن در فرآیند توسعه کشور از سوی دیگر، تولید نفت در ایران سیر صعودی را می‌پیماید، در چنین وضعیتی با توجه به واقعیت پایان‌پذیری ذخایر نفت، وضعیت دشواری در کشور پدید می‌آید که در نهایت ممکن است منجر به بروز مشکلاتی در زمینه توسعه و رشد اقتصادی کشور شود؛ بنابراین، ایجاد تغییر در ترکیب و الگوی مصرف انرژی کشور در جهت کاهش سهم نفت در این ترکیب و جایگزینی دیگر منابع انرژی، به‌ویژه گاز طبیعی یک ضرورت محسوب می‌شود.

لذا در این تحقیق با استفاده از یک مدل تجربی به دنبال بررسی ارتباط بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی ایران با در نظر گرفتن متغیرهای سرمایه‌گذاری، نیروی کار فعال و بهره‌وری کل عوامل تولید در تابع تولید که در مطالعات قبلی این مهم در نظر گرفته نشده، هستیم؛ بنابراین نوآوری این مقاله نسبت به کارهای انجام‌شده قبلی به در نظر گرفتن تابع تولید چند متغیره برای بررسی میزان تأثیر مصرف گاز طبیعی بر رشد اقتصادی و انجام آزمون علیت گرنجری با استفاده از رویکرد تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) مربوط می‌شود. در این مقاله برآنیم تا با استفاده و مقایسه با مطالعات تجربی انجام‌شده در این زمینه یک تابع تولید چند متغیره را تخمین زده و ضرایب به‌دست‌آمده را با نتایج سایر مطالعات مقایسه نماییم. در بخش دوم مقاله مروری بر مطالعات انجام‌شده داخلی و خارجی پیرامون بحث موردنظر مقاله شده است. بخش سوم مبانی نظری تحقیق را توصیف می‌نماید. روش‌شناسی تحقیق در بخش چهارم عنوان‌شده است، بخش پنجم مقاله اختصاص به نتایج و یافته‌های مطالعه دارد و سرانجام در بخش ششم به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی پرداخته‌شده است.

۲. پیشینه تحقیق

در زمینه مصرف انرژی و رشد اقتصادی مطالعات متعددی صورت گرفته است. مروری بر مطالعات انجام‌شده حاکی از توجه به ارتباط بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در سری‌های زمانی طی سال‌های اخیر است که در زیر به مهمترین آنها اشاره خواهد شد.

۲-۱. مطالعات داخلی انجام‌شده

ملکی (۱۳۷۸)، با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را بر اساس داده‌های تجربی ۱۳۶۰-۱۳۷۶ پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که هرگونه تغییر در مصرف انرژی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد، به‌طوری‌که هرگونه تحدید در مصرف آن می‌تواند موجبات کاهش رشد اقتصادی

را فراهم کند. آرمن و زارع (۱۳۸۴) با استفاده از اطلاعات سری زمانی ایران طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۱، به بررسی رابطه بین علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. آنها به منظور بررسی رابطه علی بین رشد اقتصادی و مصرف گاز، از روش‌های علّیت تودا و یاماتو و تصحیح خطا استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه عِلی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی وجود دارد. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا نشان می‌دهد در بلندمدت و کوتاه مدت یک رابطه عِلی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی تنها در بلندمدت وجود دارد. در مطالعه دیگری آرمن و زارع (۱۳۸۸) به بررسی مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و رابطه آن با رشد اقتصادی پرداختند. نتایج حاصل از روش تودا و یاماموتو نشان می‌دهد که تنها یک رابطه علیت گرنجری یک‌طرفه از مصرف انرژی در بخش خانگی و تجاری و مصرف انرژی در بخش حمل‌ونقل به رشد اقتصادی وجود دارد. اصغرپور و دیگران (۱۳۸۷)، با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۵، رابطه بین مصرف کل گاز طبیعی و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری موردبررسی قرار داده‌اند. در این راستا، برای بررسی رابطه بلندمدت بین مصرف کل گاز طبیعی و رشد اقتصادی از آزمون همجمعی گریگوری- هانسن استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده از تحقیق نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف کل گاز طبیعی و رشد اقتصادی ایران وجود دارد. فلاحی و منتظری شورکچالی (۱۳۸۹) با استفاده از مدل رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (STR) رابطه رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران در دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۲ موردبررسی قرار دادند. نتایج آنها حاکی از آن است که رابطه رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران دارای ساختار دو نظامی بوده و در هر دو نظام رابطه رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی منفی بوده است. حیدری و دیگران (۱۳۹۰)، رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی را در چارچوب مدل عرضه و همچنین نحوه تأثیرپذیری مصرف برق و رشد اقتصادی از قیمت آن را در چارچوب مدل طرف تقاضا طی دوره ۱۳۵۱-۱۳۸۶ مورد مطالعه قرار دادند. به‌منظور بررسی این روابط از روش اقتصادسنجی رهیافت آزمون کرانه‌ها استفاده‌شده است. نتایج حاکی از وجود رابطه بلندمدت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف برق با ضریب منفی است. همچنین نتایج کوتاه مدت نیز بر وجود رابطه دوطرفه و مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی دلالت می‌کند. شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰) به بررسی رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد زیر بخش‌های اقتصادی برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۴۶ با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری پرداختند. نتایج آنها نشان داد که یک رابطه بلندمدت یک‌طرفه از مصرف برق بخش‌های صنعتی و کشاورزی، به‌ترتیب به رشد ارزش افزوده بخش‌های صنعت و کشاورزی و نیز یک رابطه بلندمدت یک‌طرفه از مصرف گاز بخش صنعت به رشد افـزوده این بخـش وجود دارد. فطـرس و جبرئیلی (۱۳۹۰) با داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ و با استفاده از آزمون‌های ریشه واحدی پانلی، هم انباشتگی پانلی و آزمون حداقل مربعات

معمولی پویا تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر دو گروه کشورهای منتخب عضو و غیرعضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها گواه آن است که رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی بین متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر وجود دارد. نیکو اقبال و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی رابطه عِلی پویا بین متغیرهای رشد مصرف انرژی، رشد اقتصادی و رشد انتشار دی‌اکسیدکربن با استفاده از رویکرد داده‌های تلفیقی پویا برای گروه‌های درآمدی متفاوت پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که در همه گروه‌های درآمدی رابطه عِلی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی و رشد اقتصادی به انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد.

۲-۲. مطالعات خارجی انجام‌شده

شهباز و دیگران[1] (۲۰۱۴)، با استفاده از مدل چند متغیری شامل نیروی‌کار و سرمایه به عنوان متغیرهای کنترل، رابطه پویا بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی پاکستان را طی دوره زمانی ۱۹۷۲-۲۰۱۱ موردمطالعه قرار داده‌اند. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ای ARDL[2]، همجمعی بین متغیرها را نشان می‌دهد. همچنین نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که اثر مصرف گاز طبیعی بر رشد اقتصادی بیش از سایر نهاده‌هاست و نتایج حاصل از آزمون علّیت، رابطه متقابل بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. آتف سعد و بلومی[3] (۲۰۱۴) به مطالعه رابطه بین مصرف انرژی، میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی برای عربستان سعودی پرداختند.

نتایج آنها گواه آن است که حداقل یک رابطه بلندمدت میان مصرف انرژی، قیمت انرژی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد. بیلدریسی و باکیرتاس[4] (۲۰۱۳)، ارتباط علّیتی بین رشد اقتصادی و مصرف نفت، گاز طبیعی و زغال‌سنگ را با استفاده از آزمون ARDL طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۱ برای برزیل، روسیه، هند، چین، ترکیه و آفریقای جنوبی مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست آمده از رابطه بلندمدت آزمون علّیت، رابطه یک‌طرفه از مصرف گاز طبیعی به رشد اقتصادی کشورهای ترکیه، روسیه و برزیل را نشان داد. حیدری و دیگران[5] (۲۰۱۳)، ارتباط بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی را با استفاده از آزمون باند برای ایران طی دوره ۱۹۷۲-۲۰۰۷ با تأکید بر اثرات قیمت گاز طبیعی بر مصرف و رشد اقتصادی در یک مدل طرف تقاضا پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد نشان داد که بین رشد اقتصادی و مصرف گاز طبیعی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت رابطه مثبت وجود دارد. داس و دیگران[6] (۲۰۱۳)، ارتباط علّیتی بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی را طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۰ برای

1. Shahbaz, M.; Arouri, M. and Teulon, F.
2. Autoregressive- Distributed Lag
3. Atef Saad and Belloumi
4. Bildirici, M. E. and Bakirtas, T.
5. Heidari, H.; Katircioglu, S. T. and Saeidpour, L.
6. Das, A.; Mcfarlane, A. and Chowdhury, M.

بنگلادش مورد بررسی قراردادند. نتایج نشان دادند که یک رابطه‌ی یک‌طرفه مثبت از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی وجود دارد در صورتی که رابطه عکس آن برقرار نیست به این مفهوم که از مصرف گاز طبیعی به رشد اقتصادی رابطه‌ای وجود ندارد. هدف از این تحقیق، اتخاذ سیاست‌های مناسب انرژی برای صیانت از ذخایر باارزش گاز طبیعی بنگلادش متناسب با تقاضای دو دهه آینده است. دامته و سقیر[1] (۲۰۱۳) روابط علیتی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای ۱۲ کشور صادرکننده عضو اوپک با استفاده از رویکرد هم انباشتگی چندمتغیره مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها وجود رابطه علیتی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی را برای کشورها نشان داد.

همان‌طور که در بخش مطالعات داخلی اشاره شد در تمامی مطالعات صورت گرفته رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی به صورت دو متغیره در نظر گرفته‌شده است. همان‌طور که می‌دانیم رشد اقتصادی علاوه بر مصرف انرژی به عواملی چون میزان مشارکت نیروی کار و مقدار سرمایه فیزیکی و نیز مقدار بهره‌وری کل عوامل تولید نیز وابسته است. لذا نادیده گرفتن سایر عوامل باعث وقوع خطای تصریح در مدل‌سازی می‌گردد و چه بسا که این موضوع موجب نتیجه‌گیری اشتباه در مدل‌سازی و نیز ارتباط علیتی غلط میان متغیرها شود؛ بنابراین در این مطالعه برآنیم تا با در نظر گرفتن هر چهار عامل فوق، رشد اقتصادی را با استفاده از یک مدل خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی مدل‌سازی نموده و سپس رابطه بلندمدت و کوتاه مدت میان مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی را بررسی نماییم. همچنین در این تحقیق با استفاده از روش تودا و یاماموتو رابطه علیت گرنجری میان عوامل تولید و رشد اقتصادی بررسی‌شده است. در ادامه بحث به مبانی نظری و روش‌شناسی تحقیق پرداخته می‌شود.

۳. مبانی نظری تحقیق

امروزه علاوه بر نهاده‌های نیروی‌کار، موجودی سرمایه و مصرف انرژی، بهره‌وری کل عوامل تولید نیز به‌عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصاد کلان مطرح است، لذا تولید تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه، بهره‌وری و انرژی خواهد بود.

$$Q = f(K, L, E, prod) \qquad (۱)$$

در این رابطه Q محصول ناخالص داخلی، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E نهاده انرژی و Prod بهره‌وری کل عوامل تولید است. همچنین فرض بر این است که میان میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد، به بیان ریاضی داریم:

1. Damette and Seghir

$$\partial Q/\partial prod > 0 \text{ و } \partial Q/\partial E > 0 \text{ و} \partial Q/\partial K > 0 \text{ و } \partial Q/\partial L > 0 \qquad (۲)$$

نهاده E می‌تواند توسط مجموعه‌ای از عوامل نظیر نفت، گاز، برق، زغال‌سنگ و... تأمین شود که به حامل‌های انرژی مشهورند. برای تحلیل بیشتر این رابطه دیدگاه چند تن از نظریه‌پردازان را موردبررسی قرار می‌دهیم. پیندیک[1] (۱۹۷۹) معتقد است اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به نظر وی در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید به کار می‌رود، افزایش قیمت آن (کاهش مصرف انرژی) بر امکانات و میزان تولید تأثیر می‌گذارد و تولید ملی را کاهش می‌دهد. او از تابع هزینه کل برای نشان دادن آن استفاده می‌کند و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام می‌دهد:

$$C = c(P_K, P_L, P_E, Q,) \qquad (۳)$$

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

$$\frac{d\ln C}{d\ln P_E} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_E} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_K} \times \frac{\partial \ln P_K}{\partial \ln K} \times \frac{\partial \ln K}{\partial \ln P_E} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_L} \times \frac{\partial \ln P_L}{\partial \ln L} \times \frac{\partial \ln L}{\partial \ln P_E}$$
$$\frac{d\ln C}{d\ln P_E} = S_E + S_K \times \eta_{KE} \times \frac{\partial \ln P_K}{\partial \ln K} + S_L \times \eta_{LE} \times \frac{\partial \ln P_L}{\partial \ln L} \qquad (۴)$$

که در آن $\frac{d\ln C}{d\ln P_E}$ کشش هزینه کل نسبت به قیمت انرژی، S_L و S_K به ترتیب اثر افزایش قیمت سرمایه و نیروی کار بر هزینه (کشش هزینه کل نسبت به قیمت نیروی کار و سرمایه)، η_{KE} و η_{LE} نیز کشش متقاطع قیمتی سرمایه و کار نسبت به انرژی می‌باشد. سه جمله سمت راست معادله (۴) چگونگی اثر یک تکانه ناشی از قیمت انرژی‌زا بر اقتصاد نشان می‌دهد. جمله اول اثر مستقیم قیمت انرژی را نشان می‌دهد و بیانگر این است که با افزایش قیمت انرژی هزینه‌ها افزایش‌یافته و این خود موجبات کاهش تولید را فراهم می‌کند. جملات دوم و سوم به اثرهای غیرمستقیم قیمت انرژی اشاره می‌کند. هرگاه روابط جایگزینی بین انرژی با سرمایه و نیروی کار وجود داشته باشد، تغییر قیمت انرژی می‌تواند اثرهای غیرمستقیمی از طریق جانشینی سایر نهاده‌ها به جای آن، روی هزینه و در نتیجه محصول داشته باشد. معمولاً اغلب محققان رابطه بین انرژی با کار و سرمایه را در شرایط عادی از نوع

1. Pindyck

جانشینی در نظر می‌گیرند، ولی در کوتاه مدت به دلیل اینکه ساختار تولید به شکلی است که نمی‌تواند نسبت به افزایش قیمت‌ها، عکس‌العملی از خود نشان دهد، انرژی با سرمایه و کار مکمل خواهد بود (داگلاس و بوهی، ۱۹۹۱)[1]؛ بنابراین در کوتاه‌مدت، به دلیل منفی بودن کشش متقاطع نهاده‌های کار و سرمایه به قیمت انرژی، اثرهای غیرمستقیم تغییر قیمت انرژی نیز در جهت اثر مستقیم آن خواهد بود و مقدار این اثر افزایش خواهد یافت.

حال چنانچه سرمایه و نیروی کار را جانشین انرژی در نظر بگیریم، افزایش در قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از دو عامل سرمایه و کار شده و سهم نسبی تولید ناشی از دو عامل مذکور افزایش خواهد یافت. در این حالت افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر خواهد داد. این امر در بلندمدت منطقی به نظر می‌رسد؛ زیرا صنایع در بلندمدت با گران شدن انرژی تا حد ممکن ساختار خود را تغییر داده و سعی می‌کنند از نهاده‌های گران‌تر کمتر مصرف کنند. نظریه دیگری را برندت و وود[2] (۱۹۷۵) مطرح کرده‌اند. آنها استدلال می‌کنند که در تابع تولید کل، انرژی یک عامل تولید است که ارتباط تفکیک‌پذیر ضعیفی[3] با کار دارد. تابع تولید پیشنهادی آنها به‌صورت $Q = f\{G(K,E),L\}$ می‌باشد. مفهوم این تابع این است که انرژی و سرمایه با هم ترکیب‌شده و عامل تولید G را ایجاد می‌کند که پس از ترکیب با کار و بهره‌وری، محصول به دست می‌آید؛ بنابراین کار تنها با G ترکیب می‌شود نه با سرمایه و انرژی به‌طور جداگانه. لذا تابع به این امر اشاره دارد که مصرف انرژی، بدون اثر گذاشتن بر تولید نهایی کار، تولید نهایی سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نکته قابل‌توجه اینکه در مباحث فوق اثر مصرف انرژی بر تولید بدون توجه به سیاست‌های اقتصادی دولت است؛ زیرا اغلب، افزایش قیمت انرژی با اعمال سیاست‌های پولی و مالی دولت همزمان می‌شود که این مسئله در برخی موارد بر شدت تأثیرگذاری بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها می‌افزاید، زیرا افزایش قیمت انرژی علاوه بر افزایش هزینه تولید و کاهش عرضه، به‌طور مستقیم به تورم عمومی کمک می‌کند و چنانچه دولت برای مهار تورم به اتخاذ سیاست‌های انقباضی بپردازد؛ این مسئله به رکود و کاهش بیشتر عرضه می‌انجامد. این پدیده را در سال ۱۹۷۴ زمانی که قیمت انرژی افزایش یافت می‌توان مشاهده کرد، به طوری که در آمریکا در سال ۱۹۷۴ می‌توان حدود ۳ تا ۴ درصد از ۱۱ درصد تورم آن سال را به افزایش قیمت نفت نسبت داد و هنگامی‌که اغلب کشورها با اتخاذ سیاست‌های شدید انقباضی پاسخ نادرستی به تورم دادند، نتیجه آن رکود شدید سال ۱۹۷۵ در آمریکا، کانادا و بیشتر کشورهای اروپایی بود و رشد اقتصادی در بخش بزرگی از جهان کاهش یافت (حسینی، ۱۳۷۵). از سوی دیگر، بخش خانگی و تجاری (بخش غیرتولیدی) هم در بسیاری از کشورها یکی از بخش‌های عمده

1. Douglas R. Bohi
2. Brandt and Wood
3. Weakly Seprable

مصرف انرژی است و چنانچه با افزایش قیمت انرژی مردم در انرژی مصرفی خود تغییری ایجاد نکنند یا آن را تنها اندکی کاهش دهند، بالا رفتن قیمت انرژی منجر به افزایش مخارج مصرفی آن و کاهش قدرت خرید برای سایر کالاها و خدمات خواهد شد که خود به کاهش تقاضا برای عوامل تولید این کالاها می‌شود و می‌تواند اثر رکودی داشته باشد.

۴. روش‌شناسی تحقیق

داده‌های مورداستفاده در این مطالعه از بانک مرکزی ایران، مرکز آمار ایران و بانک جهانی برای بازه زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۱ استخراج شده‌اند؛ ضمناً تمامی داده‌ها در فرم لگاریتم طبیعی تعدیل شده‌اند که در آن LY، LK، LL، LG، LProd به‌ترتیب معرف لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی، سرمایه فیزیکی، نیروی کار فعال، مصرف گاز طبیعی و میزان بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند. تمامی تخمین‌ها و محاسبات در نرم‌افزار Eviews8 انجام گردیده است.

۴-۱. آزمون علیت تودا و یاماموتو (TY)

تودا و یاماموتو[1] در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل توضیح خودرگرسیون برداری تعدیل یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط عدم وجود یک رابطه همجمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه بهینه، K، مدل خودتوضیح برداری و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین کرده و یک مدل خود توضیح برداری با تعداد وقفه‌های ($k+d_{max}$) تشکیل داد. البته، فرآیند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{max}$ باشد. پس اگر مدل دو متغیره زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم $k+d_{max}=2$ باشد، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-2} \\ X_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اخلال و از نوع نوفه سفید[2] است.

به‌عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که X_1 علت گرنجری X_2 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌نماییم. آماره آزمون مورد استفاده آماره والد (Wald) است که دارای توزیع χ^2 مجانبی با درجه آزادی برابر با محدودیت‌های صفر است. آماره آزمون مورد استفاده صرف‌نظر از اینکه متغیرهای X_{1t} و X_{2t} پایا از هر درجه‌ای، غیرهمجمع یا همجمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر

1. Toda and Yamamoto
2. White noise

خواهد بود. زاپاتا و رامبالدی[1] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبه مدل خودتوضیح برداری و درجه پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام آزمون کفایت می‌کند (آرمن زارع، ۱۳۸۸).

۴-۲. رویکرد آزمون کرانه‌ای ARDL برای تعیین هم‌انباشتگی

در این مطالعه رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای رشد اقتصادی، مصرف گاز طبیعی، سرمایه و نیروی کار و بهره‌وری عوامل تولید را با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توضیحی[2] که توسط پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) معرفی شد آزمون شده است. مزیت این روش در این است که علاوه بر تعیین تعداد بردارهای همجمعی (تعداد روابط بلندمدت بین متغیرها)، برخلاف روش یوهانسون نیازی به دانستن درجه جمعی متغیرهای موجود در مدل وجود ندارد. مزیت دیگر این روش در این است که ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌طور همزمان تخمین زده می‌شوند و اینکه این رویکرد خواص کوچک نمونه‌ای بهتری نسبت به سایر روش‌ها دارد (اسمیت و نارایان[4]، ۲۰۰۴). رویکرد ARDL شامل تخمین مدل‌های تصحیح خطا به شرح زیر است:

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_K \ln K_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \alpha_p \ln PROD_{t-1} + \sum_{h=1}^{o} \alpha_h \Delta \ln Y_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln G_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln K_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_k \Delta \ln L_{t-k} + \sum_{l=0}^{s} \alpha_l \Delta \ln PROD_{t-l} + \alpha_D D_1 + \mu \quad (۶)$$

$$\Delta \ln G_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_K \ln K_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \alpha_p \ln PROD_{t-1} + \sum_{h=1}^{o} \alpha_h \Delta \ln G_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln K_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_k \Delta \ln L0_{t-k} + \sum_{l=0}^{s} \alpha_l \Delta \ln PROD_{t-l} + \alpha_D D_2 + \mu \quad (۷)$$

$$\Delta \ln K_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_K \ln K_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \alpha_p \ln PROD_{t-1} + \sum_{h=1}^{o} \alpha_h \Delta \ln K_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_k \Delta \ln L_{t-k} + \sum_{l=0}^{s} \alpha_l \Delta \ln PROD_{t-l} + \alpha_D D_3 + \mu_t \quad (۸)$$

$$\Delta \ln L_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_K \ln K_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \alpha_p \ln PROD_{t-1} + \sum_{h=1}^{o} \alpha_h \Delta \ln L_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_k \Delta \ln K_{t-k} + \sum_{l=0}^{s} \alpha_l \Delta \ln PROD_{t-l} + \alpha_D D_4 + \mu_t \quad (۹)$$

1. Zapata and Rambaldi
2. ARDL Bound Testing
3. Pesaran at el
4. smyth and Narayan

$$\Delta \ln PROD_t = \alpha_1 + \alpha_T T + \alpha_Y \ln Y_{t-1} + \alpha_G \ln G_{t-1} + \alpha_K \ln K_{t-1} + \alpha_L \ln L_{t-1} + \alpha_p \ln PROD_{t-1} + \sum_{h=1}^{o} \alpha_h \Delta \ln PROD_{t-h} + \sum_{i=0}^{p} \alpha_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \Delta \ln G_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} \alpha_k \Delta \ln K_{t-k} + \sum_{l=0}^{s} \alpha_l \Delta \ln L_{t-l} + \alpha_D D_5 + \mu_t \quad (۱۰)$$

در روابط بالا Δ نشانگر تفاضل‌گیری مرتبه اول از متغیرهاست، α_1 ضریب ثابت در کلیه معادلات است. α_Y، α_G، α_K و α_L ضرایب بلندمدت مدل، α = h, I, j, k پویایی کوتاه مدت مدل را نشان می‌دهند و μ_t متغیری تصادفی است که نوفه سفید فرض می‌شود. D متغیر مجازی است که برای سال‌هایی که کشور درگیر جنگ تحمیلی بوده عدد ۱ و سال‌های دیگر عدد ۰ را اختیار می‌کند. T روند زمانی متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد. وقفه‌های بهینه برای مدل ARDL مذکور از تخمین $(p+1)^k$ رگرسیون برای هر معادله حاصل می‌شود که در آن p بیشترین تعداد وقفه‌ها و k نیز تعداد متغیرهای درون هریک از معادلات است. وقفه بهینه برای هریک از معادلات بالا به سبب کم بودن تعداد مشاهدات با استفاده از معیار شوارتز حاصل می‌شود. توزیع‌های مجانبی آماره‌های آزمون صرف‌نظر از درجه انباشتگی متغیرها غیراستاندارد هستند. دو آزمون کرانه‌ای مستقل برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد: آزمون والد و آزمون F برای آزمون فرض $H_0 = \alpha_Y = \alpha_G = \alpha_K = \alpha_L = \alpha_{prod} = 0$ (که مرتبط با تابع تولید $F_Y(Y_t, G_t, K_t, L_t, prod_t)$ برای معادله (۶) است) و همچنین از آزمون t برای معناداری وقفه‌های متغیر وابسته استفاده می‌شود.

از آنجایی که توزیع مجانبی آماره‌های والد و F غیراستاندارد هستند، برای آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل باید از مقادیر دو کرانه بالا و کرانه پایین که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) شبیه‌سازی شده‌اند استفاده نمود. پسران و همکاران (۲۰۰۱) دو مقدار بحرانی مجانبی را محاسبه کردند: اول، زمانی که متغیرها مانا فرض می‌شوند و دیگری زمانی که متغیرها انباشته از درجه ۱ هستند. این مقادیر بحرانی به‌ترتیب به کرانه بحرانی پایین و کرانه بحرانی بالا موسومند. مطابق با مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، اگر آماره آزمون از کرانه بحرانی بالا گذر کند شواهدی برای اثبات رابطه بلندمدت میان متغیرها فراهم می‌شود و همچنین اگر مقدار آماره آزمون از کرانه بحرانی پایین فراتر نرود؛ آنگاه فرضیه صفر بالا را نمی‌توان رد کرد. ضمناً، اگر آماره F درون محدوده این دو کرانه قرار بگیرد آنگاه نتیجه غیرمعین و غیرقابل استنباط خواهد بود.

رابطه بلندمدت بین متغیرها نیز با استفاده از مدل ARDL منتج شده از قسمت قبل قابل حصول است. برای مثال اگر در معادله (۱) که رشد اقتصادی متغیر وابسته است هم انباشتگی میان متغیرها اثبات شود در این صورت رابطه بلندمدت در سطوح متغیرها وجود دارد که می‌توان به‌صورت زیر تخمین زده شود:

$$\ln Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 \ln G_t + \Phi_2 \ln K_t + \Phi_3 \ln L_t + \Phi_4 \ln PROD_t + \mu_t \qquad (۱۱)$$

که در آن $\Phi_0 = -\varphi_{y0} / \pi_{y1}$ ، $\Phi_1 = -\pi_{y2} / \pi_{y1}$ ، $\Phi_2 = -\pi_{y3} / \pi_{y1}$ ، $\Phi_3 = -\pi_{y4} / \pi_{y1}$ و $\Phi_4 = -\pi_{y5} / \pi_{y1}$ μ_t جمله خطا معمول است. این ضرایب بلندمدت با استفاده از رویکرد ARDL برای همجمعی تخمین زده شده‌اند. همین فرآیند را می‌توان برای شرایطی که دیگر متغیرها به‌عنوان متغیر وابسته در مدل ظاهر می‌شوند بکار برد. با فرض وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، نمایش تصحیح خطا برای کل سیستم معادلات به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln G_t \\ \Delta \ln K_t \\ \Delta \ln L_t \\ \Delta PROD_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \\ b_4 \\ b_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11,1} & B_{12,1} & B_{13,1} & B_{14,1} & B_{15,1} \\ B_{21,1} & B_{22,1} & B_{23,1} & B_{24,1} & B_{25,1} \\ B_{31,1} & B_{32,1} & B_{33,1} & B_{34,1} & B_{35,1} \\ B_{41,1} & B_{42,1} & B_{43,1} & B_{44,1} & B_{45,1} \\ B_{51,1} & B_{52,1} & B_{53,1} & B_{54,1} & B_{55,1} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta \ln Y_{t-1} \\ \Delta \ln G_{t-1} \\ \Delta \ln K_{t-1} \\ \Delta \ln L_{t-1} \\ \Delta PROD_{t-1} \end{bmatrix} + ..$$
$$. + \begin{bmatrix} B_{11,m} & B_{12,m} & B_{13,m} & B_{14,m} & B_{15,m} \\ B_{21,m} & B_{22,m} & B_{23,m} & B_{24,m} & B_{25,m} \\ B_{31,m} & B_{32,m} & B_{33,m} & B_{34,m} & B_{35,m} \\ B_{41,m} & B_{42,m} & B_{43,m} & B_{44,m} & B_{45,m} \\ B_{51,m} & B_{52,m} & B_{53,m} & B_{54,m} & B_{55,m} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta \ln Y_{t-1} \\ \Delta \ln G_{t-1} \\ \Delta \ln K_{t-1} \\ \Delta \ln L_{t-1} \\ \Delta PROD_{t-1} \end{bmatrix} \qquad (۱۲)$$
$$\times \begin{bmatrix} \Delta \ln Y_{t-1} \\ \Delta \ln G_{t-1} \\ \Delta \ln K_{t-1} \\ \Delta \ln L_{t-1} \\ \Delta PROD_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \\ \zeta_4 \\ \zeta_5 \end{bmatrix} \times (ECM_{t-1}) + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \end{bmatrix}$$

که در آن (L-۱) عملگر تفاضل‌گیری است، ECM_{t-1} جمله تصحیح خطا با یک وقفه است که از رابطه بلندمدت میان متغیرها حاصل شده است و μ_{1t} ، μ_{2t} ، μ_{3t} ، μ_{4t} و μ_{5t} جملات خطا معادلات‌اند که به صورت سریالی مستقل بوده و دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس- کوواریانس معین و متناهی هستند (پسران، ۲۰۰۱).

۵. نتایج و یافته‌های تحقیق

در ابتدا با استفاده از روش تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) علیت گرنجری بین متغیرها را بررسی می‌نماییم. در ابتدا باید اطلاعاتی راجع به درجه انباشتگی متغیرها داشته باشیم؛ بنابراین ابتدا با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و نیز آزمون دیکی فولر GLS (DF-GLS) پایایی متغیرها آزمون شده است. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و DF-GLS[1] در جداول (۱) تا (۴) خلاصه‌شده است. همان‌طور که از جداول زیر مشخص است متغیرهای مدل در سطح نامانا بوده اما تفاضل مرتبه اول آنها مانا بوده است. البته باید به این نکته توجه داشت که یکی از مزایای رویکرد کرانه‌ای ARDL نسبت به رویکرد یوهانسون عدم نیاز به هم‌جمع بودن متغیرهای مدل است یعنی بدون توجه به مرتبه انباشتگی متغیرها، مدل تخمین زده می‌شود؛ اما باید مراقب بود که متغیرها انباشته از مرتبه ۲ نباشند یعنی I(۲) نباشند. ماکزیمم درجه نامانایی ۱ است. لذا d_{max}=۱. سپس مدل خودرگرسیون برداری (VAR) متغیرها را در سطح و نه در تفاضل مرتبه اول متغیرها بدون توجه به درجه انباشتگی متغیرها تشکیل داده شده است. بالاترین و مناسب‌ترین درجه وقفه به دلیل کم بودن نمونه مورد مطالعه (۴۵ مشاهده) برای سیستم VAR با استفاده از معیار شوارتز تعیین‌شده است. مدل VAR به‌دست آمده با استفاده از آزمون‌های آسیب‌شناسی باقیمانده‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. به‌عنوان مثال برای اینکه پسماندهای مدل به‌صورت سریالی همبسته نباشند آزمون LM انجام شده است. اگر وجود همبستگی میان باقیمانده‌ها مسجل شود، با افزودن به تعداد وقفه‌های مدل این مشکل برطرف می‌شود. معیار آکائیک در وقفه ۶ مقدار کمینه را اختیار می‌کند پس VAR مربوطه با ۶ وقفه تشکیل داده می‌شود[2]. پس از انتخاب وقفه بهینه (که برابر با ۶ است) وقفه $(k+d_{max})$ یعنی وقفه ۷ام را به عنوان متغیر برون‌زا (نه درون‌زا) به سیستم معادلات VAR اضافه می‌نماییم. سپس آزمون والد را برای بررسی علیت گرنجری میان متغیرهای مدل آزمون می‌نماییم. جدول (۲) الی جدول (۸) نتایج حاصل از آزمون والد را نشان می‌دهند.

1. Dickey Fuller generalized least square

۲. برای مطالعه بیشتر به تودا یوماموتو (۱۹۹۵) مراجعه شود.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای سطح متغیرها

متغیر	مقادیر DF محاسباتی			مقادیر DF بحرانی ۹۵٪			نتیجه آزمون ریشه واحد
	بدون روند و بدون عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	۵٪ بدون روند و عرض از مبدأ	۵٪ عرض از مبدأ	۵٪ روند و عرض از مبدأ	
LY	۱/۸۰	-۱/۳۴	-۲/۶۷	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	ناپایا
LK	۱/۲۲	-۱/۹۴	-۲/۵۸	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	ناپایا
LL	۴/۱۹	۲/۲۲	-۱/۷	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	ناپایا
LGAS	۱/۷۰	-۲/۱۰	-۲/۸۳	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	ناپایا
LPROD	۱/۷۶	-۱/۰۸	-۱/۴۹	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	ناپایا

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی فولر تعیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	محاسباتی DF مقادیر			مقادیر DF بحرانی ۹۵٪			نتیجه آزمون ریشه واحد
	بدون روند و عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	۵٪ بدون روند و عرض از مبدأ	۵٪ عرض از مبدأ	۵٪ روند و عرض از مبدأ	
D(LY)	-۲/۹۹	-۳/۶۰	-۳/۵۸	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	پایا
D(LK)	-۴/۱۱	-۴/۳۶	-۴/۳۳	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	پایا
DLL	۰/۳	-۳/۷۱	-۱/۷	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	پایا
DLGAS	-۳/۵۶	-۳/۸۵	-۳/۷۸	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	پایا
DLPROD	-۵/۹۶	-۶/۴۱	-۶/۳۸	-۱/۹۴	-۲/۹۲	-۳/۵۱	پایا

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۳: نتایج آزمون دیکی فولر GLS (DF-GLS) برای سطح متغیرها

متغیر	عرض از مبدأ	مقادیر بحرانی ۰/۰۵	روند و عرض از مبدأ	مقادیر بحرانی ۰/۰۵	نتیجه آزمون
LY	-۰/۲۰۶	-۱/۹۴	-۲/۱۹۲	-۳/۱۹۰	ناپایا
LK	-۰/۴۴۳	-۱/۹۴	-۲/۱۸	-۳/۱۹۰	ناپایا
LL	-۱/۶۷	-۱/۹۴	-۲/۴۷	-۳/۱۹۰	ناپایا
LGAS	-۰/۴۶	-۱/۹۴	-۱/۹۹	-۳/۱۹۰	ناپایا
LPROD	-۰/۳۶	-۱/۹۴	-۲/۷۶	-۳/۱۹۰	ناپایا

فرضیه صفر در آزمون نامانا بودن متغیر است.

جدول ۴: نتایج آزمون دیکی فولر GLS (DF-GLS) برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	عرض از مبدأ	مقادیر بحرانی ۰/۰۵	روند و عرض از مبدأ	مقادیر بحرانی ۰/۰۵	نتیجه آزمون
LY	-۶/۲۹	-۱/۹۴	-۶/۵۲	-۳/۱۹۰	پایا
LK	-۴/۴۳	-۱/۹۴	۰/۱۳۸	-۴/۴۸	پایا
LL	-۲/۱۴	-۱/۹۴	-۳/۹۵	-۳/۱۹۰	پایا
LGAS	-۶/۲۹	-۱/۹۴	-۶/۵۲	-۳/۱۹۰	پایا
LPROD	-۹/۹۹	-۱/۹۴	-۷/۳۸	-۳/۱۹۰	پایا

فرضیه صفر در آزمون نامانا بودن متغیر است.

جدول ۵: نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر مستقل	آزمون والد (χ^2) *	نتیجه‌گیری
LY	LL	(۰/۵۳) ۵/۰۳	LL $\not\rightarrow$ LY
	LK	(۰/۰۰۰) ۲۲/۵۸	LK $\rightarrow$ LY
	LGAS	(۰/۰۰۱) ۲۱/۵۶	LGAS $\rightarrow$ LY
	LPROD	(۰/۱۵۲) ۲/۰۴	LPROD $\not\rightarrow$ LY

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده P-value آماره مورد نظر می‌باشد.

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۶: نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر مستقل	آزمون والد (χ^2) *	نتیجه‌گیری
LGAS	LL	(۰/۴۱) ۶/۰۳	LL $\not\rightarrow$ LGAS
	LK	(۰/۰۳) ۱۳/۶۳	LK $\rightarrow$ LGAS
	LY	(۰/۰۷) ۱۱/۶۱	LY $\rightarrow$ LGAS
	LPROD	(۰/۵۷) ۰/۳۲۳	LPROD $\not\rightarrow$ LGAS

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده P-value آماره مورد نظر می‌باشد.

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۷: نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر مستقل	آزمون والد (χ^2) *	نتیجه‌گیری
LK	LL	(۰/۶۱) ۴/۴۶	LL $\not\rightarrow$ LK
	LY	(۰/۰۰۰) ۳۲/۶۴	LY $\rightarrow$ LK
	LGAS	(۰/۴۳) ۵/۸۶	LGAS $\not\rightarrow$ LK
	LPROD	(۰/۱۱) ۲/۴۵	LPROD $\not\rightarrow$ LK

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده P-value آماره موردنظر می‌باشد.

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۸: نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر مستقل	آزمون والد (χ^2) *	نتیجه‌گیری
LL	LY	(۰/۹۴) ۱/۷۶	LY $\not\rightarrow$ LL
	LK	(۰/۹۷) ۱/۲۷	LK $\not\rightarrow$ LL
	LGAS	(۰/۹۵) ۱/۵۶	LGAS $\not\rightarrow$ LL
	LPROD	(۰/۱۱) ۲/۵۰	LPROD $\not\rightarrow$ LL

*اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده P-value آماره موردنظر می‌باشد.

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۹: نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر مستقل	آزمون والد (χ^2) *	نتیجه‌گیری
LPROD	LY	(۰/۰۰۲) ۹/۰۳	LY $\rightarrow$ LPROD
	LK	(۰/۰۱۲) ۶/۱۷	LK $\rightarrow$ LPROD
	LGAS	(۰/۶۹) ۰/۱۵۴	LGAS $\not\rightarrow$ LPROD
	LL	(۰/۶۵) ۰/۲۰	LL $\not\rightarrow$ LPROD

*اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده P-value آماره موردنظر می‌باشد.

منبع: یافته‌های محقق

همان‌طور که از جداول (۵) تا (۹) نمایان است علیت گرنجری میان متغیر لگاریتم موجودی سرمایه (LK) و متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LY) دو طرف است. هم‌چنین علیت گرنجری میان متغیر مصرف گاز طبیعی (LGAS) و متغیر لگاریتم تولید ناخالص ملی (LY) نیز دوطرفه است. از طرفی با توجه به نتایج به‌دست‌آمده متغیر لگاریتم موجودی سرمایه (LK) علیت گرنجری مصرف گاز طبیعی است. متغیر لگاریتم نیروی کار فعال (LL) علیت گرنجری هیچ‌کدام از متغیرهای فوق نبوده است. باید اشاره نمود که متغیر لگاریتم موجودی سرمایه (LK) و متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LY) علیت گرنجری بهره‌وری (LPROD) می‌باشند.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از روش تودا و یاماموتو مبنی بر اینکه متغیر لگاریتم موجودی سرمایه و لگاریتم مصرف گاز طبیعی علیت گرنجری متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی می‌باشند؛ در این قسمت متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی را به عنوان متغیر وابسته در نظر می‌گیریم. سپس وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم مصرف گاز طبیعی، لگاریتم نیروی کار فعال، لگاریتم موجودی سرمایه و بهره‌وری را با استفاده از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی آزمون می‌شود. مزیت این روش در این است که برخلاف روش یوهانسون نیازی به دانستن درجه هم انباشتگی میان متغیرها نیست. برای این منظور معادله (۶) که در آن متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته نمایش داده شده است تخمین زده می‌شود.

جدول ۱۰: آماره F برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها

آماره F	مقادیر بحرانی ۹۵٪ پسران (۲۰۰۱)	مقادیر بحرانی ۹۵٪ نارایان (۲۰۰۴)
	I(1) I(0)	I(1) I(0)
$F_{LY}(LY \perp LGAS, LK, LL, LPROD)$ = ۱۳/۷۷	۳/۷۷ ۲/۷۲	۵/۱۵۰ ۳/۸۴۵
$F_{LGAS}(LGAS \perp LY, LK, LPROD)$ = ۳/۴۰	۳/۷۷ ۲/۷۲	۵/۱۵۰ ۳/۸۴۵
$F_{LK}(LK \perp LY, LGAS, LL, LPROD)$ = ۱۰/۱۹	۳/۷۷ ۲/۷۲	۵/۱۵۰ ۳/۸۴۵
$F_{LL}(LL \perp LY, LK, LGAS, LPROD)$ = ۲/۱۲	۳/۷۷ ۲/۷۲	۵/۱۵۰ ۳/۸۴۵
$F_{LPROD}(LPROD \perp LY, LK, LGAS, LL)$ = ۲/۴۸	۳/۷۷ ۲/۷۲	۵/۱۵۰ ۳/۸۴۵

منبع: یافته‌های محقق

به‌منظور افزایش دقت در تعیین رابطه بلندمدت میان متغیرها علاوه بر کرانه‌های محاسباتی پسران (۲۰۰۱) که برای ۱۰۰۰ مشاهده شبیه‌سازی و محاسبه‌شده است. در این مطالعه کرانه‌های محاسباتی نارایان (۲۰۰۴) که جداول خود را بر اساس ۳۱ تا ۸۰ مشاهده محاسبه نموده نیز گزارش‌شده است. رگرسیون تخمین زده شده در معادله (۶) دارای ۴۵ مشاهده و دارای ۴ متغیر توضیحی به همراه عرض از مبدأ و بدون روند زمانی است. همان‌طور که از جدول (۱۰) نمایان است با توجه به مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۴) آماره F محاسباتی در سمت راست این مقادیر بحرانی قرار می‌گیرد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌شود. برای ارزیابی روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، رابطه بلندمدت میان متغیرها را با آزمون هم‌جمعی یوهانسن نیز مورد بررسی قرار داده شده است. برای انجام آزمون یوهانسن باید تمامی متغیرهای مدل از درجه انباشتگی یکسانی برخوردار باشند. نتایج آزمون یوهانسن در جدول (۱۱) خلاصه شده است:

جدول ۱۱: نتایج آزمون یوهانسون

فرضیه	آزمون Trace	مقادیر بحرانی*	آزمون حداکثر مقادیر ویژه	مقادیر بحرانی*
R=0	۴۹/۲۲	۴۰/۱۷	۲۸/۱۱	۲۴/۱۶
R≤1	۲۱/۱۱	۲۴/۲۷	۱۱/۲۹	۱۷/۸۰
R≤2	۹/۸۱	۱۲/۳۲	۸/۵۵	۱۱/۲۲
R≤3	۱/۲۵	۴/۱۲	۱/۲۵	۴/۱۳

منبع: یافته‌های محقق

* سطح خطا ۰/۰۵

با توجه به جدول (۱۱) آزمون یوهانسون نیز وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید. فرضیه صفر در آزمون یوهانسون عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. همان‌طور که در سطر اول مشخص است. مقدار آزمون محاسبه‌شده از مقادیر بحرانی در سطح خطا ۰/۰۵ بزرگتر است و این یعنی فرضیه صفر آزمون رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت تأیید می‌شود اما در سطرهای بعد نمی‌توان فرضیه صفر را رد نمود؛ بنابراین آزمون یوهانسون وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید. در قسمت بعد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل ARDL استخراج می‌شود. برای بررسی اثرات مصرف گاز طبیعی بر تولید ناخالص داخلی معادله‌ای را در نظر می‌گیریم که متغیر لگاریتم تولید ناخالص به‌عنوان متغیر وابسته لحاظ شده است. ضرایب کوتاه‌مدت، بلندمدت و تصحیح خطا برای معادلات تخمین زده‌شده در جدول (۱۲) تا (۱۴) آمده است:

جدول ۱۲: ضرایب کوتاه مدت مدل ARDL (متغیر وابسته: D(lnY))

متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
C	۳/۳۸	۰/۶۲	۵/۴۶	۰/۰۰
D(lnK)	۰/۲۹	۰/۰۳	۹/۵۵	۰/۰۰۰
DlnK(-3)	۰/۰۵	۰/۰۳۲	۱/۵۵	۰/۱۰۰
D(lnGAS(-3))	۰/۰۳۱	۰/۰۱۵	۲/۰۵	۰/۰۴
D(lnL(-3))	−۰/۷۷	۰/۳۴۷	−۲/۲۱	۰/۰۳۳
lnY(-1)	−۰/۷۷	۰/۱۰	−۷/۲۲	۰/۰۰۰
lnGAS(-1)	۰/۰۶	۰/۰۱۳	۴/۳۵	۰/۰۰۱
lnL(-1)	۰/۳۱۵	۰/۰۶۷	۴/۷۴	۰/۰۰۰
lnK(-1)	۰/۲۸	۰/۰۴۳	۶/۴۶	۰/۰۰۰
LPROD(-1)	۰/۲۷۱.	۰/۰۵۷	۴/۷۵	۰/۰۰۱
War	−۰/۰۶	۰/۰۱۵	−۴/۱۴	۰/۰۰۰
Jarque-bera	۰/۸۸	–	–	۰/۶۵
LM test	۱/۸۰	–	–	۰/۴۰
ARCH test	۰/۰۰۱	–	–	۰/۹۶
Ramsey's RESET Test	۲/۳۰	–	–	۰/۱۲۸

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۱۳: ضرایب بلندمدت مدل ARDL (متغیر وابسته: lnY)

متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
C	۴/۶۰	۰/۴۹	۹/۲۳	۰/۰۰۰
Ln(GAS)	۰/۰۸۸	۰/۰۱	۷/۵۵	۰/۰۰۰
Ln(k)	۰/۳۸	۰/۰۱۷	۲۲/۲۳	۰/۰۰۰
Ln(L)	۰/۳۴۴	۰/۰۵۲	۶/۵۵	۰/۰۰۰
LPROD	۰/۱۵۲	۰/۲۵۱	۱/۴۰	۰/۰۹۰
War	-۰/۰۶۱	۰/۰۱۷	-۳/۵۸	۰/۰۰۰
Jarque-bera	۲/۴۰	-	-	۰/۳۰
LM test	۴/۹۵	-	-	۰/۱۵
ARCH test	۳/۷۰	-	-	۰/۵۴
Ramsey's RESET Test	۰/۰۴۷	-	-	۰/۸۲

منبع: یافته‌های محقق

جدول ۱۴: ضرایب مدل تصحیح خطا (متغیر وابسته: (DlnY))

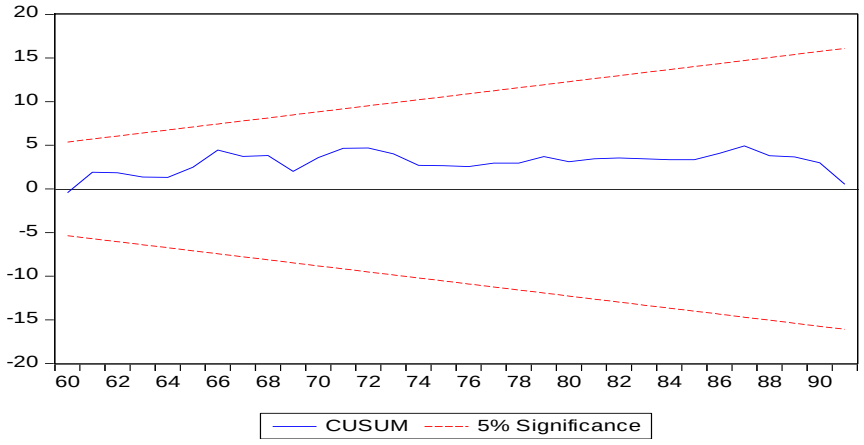
متغیر مستقل	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
C	۰/۰۴۸	۰/۰۱۲	۴/۰۱	۰/۰۰۰
D(lnK)	۰/۲۹	۰/۰۳	۹/۸۹	۰/۰۰۰
D(lnL(-3))	-۰/۸۱	۰/۳۵	-۲/۳	۰/۰۲
D(lnGAS(-3))	۰/۰۲۹	۰/۰۱۴	۲/۰۶	۰/۰۴
D(LPROD)	۰/۰۱۸	۰/۰۱۱	۱/۶۳	۰/۰۵۴
War	-۰/۰۲۳	۰/۰۱۴	-۱/۶۱	۰/۱۱
ECM(-1)	-۰/۷۹	۰/۱۱۵	-۶/۹	۰/۰۰۰
Jarque-bera	۰/۰۲	-	-	۰/۹۸
LM Test	۱/۵۸	-	-	۰/۵۱۸
ARCH Test	۰/۰۴	-	-	۰/۸۴
Ramsey's RESET Test	۲/۴۰	-	-	۰/۱۲۱

منبع: یافته‌های محقق

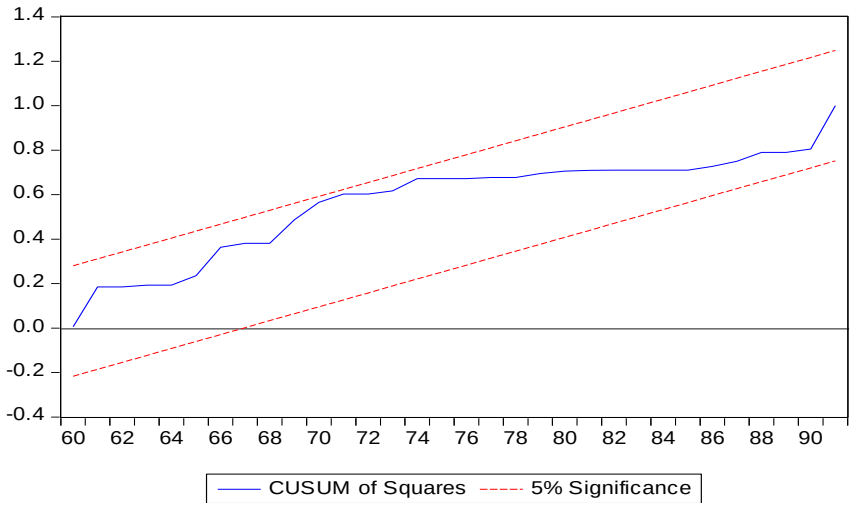
تمامی ضرایب جداول مطابق انتظار هستند. متغیر جنگ که به عنوان متغیر مجازی وارد مدل شده دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است. متغیر نیروی کار، سرمایه فیزیکی، بهره‌وری عوامل و مصرف گاز طبیعی اثر مثبت بر رشد اقتصادی در ایران دارند درحالی‌که نیروی فعال کار و سرمایه فیزیکی دارای اثرگذاری بیشتری نسبت به سایر متغیرها هستند. ضریب تصحیح خطا نیز دارای علامت منفی و مورد انتظار بوده است. ضریب اثرگذاری مصرف گاز طبیعی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۳۱ و ۰/۰۸۸ می‌باشد که نشان از تأثیرگذاری این متغیر هم در کوتاه‌مدت هم در بلندمدت بر رشد اقتصادی می‌باشد. باید توجه داشت در نظر گرفتن تابع تولید چند متغیره در علامت تأثیرگذاری متغیرها تفاوتی ایجاد نکرده است؛ اما احراز تمامی متغیرهای تأثیرگذار در تابع تولید باعث تخمین

دقیق‌تری از ضرایب نسبت به مطالعاتی که صرفاً تابع تولید را دو متغیره در نظر گرفتند و به مطالعه اثر مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌صورت جداگانه پرداختند دارد. (آرمن و زارع، ۱۳۸۴، ۱۳۸۸؛ حیدری ۱۳۹۰، حیدری ۲۰۱۳). برای ارزیابی مدل آزمون‌های خطای تصریح، عدم وجود همبستگی سریالی میان جملات خطا، آزمون عدوم وجود ناهمسانی واریانس و آزمون نرمالیتی انجام شده است که نتایج تمامی آزمون‌ها بر احراز فروض مذکور تأکید دارد.

به‌منظور اطمینان از پایدار بودن رگرسیون برآورد شده و صحت نتایج به‌دست‌آمده آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMSQ برای مدل ARDL 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 نگردد نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر پایدار بودن رگرسیون برآورد شده را رد نمود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در شکل های (۱) و (۲) نشان داده شده است.



شکل ۱: آزمون پایداری (CUSUM) مدل ARDL تخمین زده شده، متغیر وابسته LY



شکل ۲: آزمون پایداری (CUSUMSQ) مدل ARDL تخمین زده شده، متغیر وابسته LY

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

انرژی به عنوان نیروی محرکه اکثر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی دارد. در این مطالعه رابطه علیت گرنجری میان متغیرهای تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه، نیروی کار فعال، مصرف گاز طبیعی و بهره‌وری کل عوامل تولید برای سال‌های ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۱ با در نظر گرفتن تابع تولید چند متغیره با استفاده از روش معرفی‌شده توسط تودا و یاماموتو، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از روش تودا و یاماموتو نشان‌دهنده یک رابطه علیت دوطرفه میان مصرف گاز طبیعی و تولید ناخالص داخلی و همچنین رابطه علیت دوطرفه بین موجودی سرمایه و تولید ناخالص داخلی است. همچنین رابطه علیت یک‌طرفه میان موجودی سرمایه و مصرف گاز طبیعی حاصل شد که این نیز می‌توان به دلیل تشکیل سرمایه‌های انرژی بر (علی‌الخصوص مصرف گاز طبیعی) در بخش صنعتی، کشاورزی و نیز نیروگاه‌های برق دانست که باعث افزایش مصرف گاز طبیعی شده است. ضمناً علیت گرنجری از سمت موجودی سرمایه و تولید ناخالص داخلی به بهره‌وری تأییدشده است؛ بنابراین با توجه به این رابطه علی مصرف بیشتر گاز طبیعی و نیز سرمایه‌گذاری بیشتر باعث رشد بیشتر تولید ناخالص داخلی می‌شود. در ادامه رابطه بلندمدت و کوتاه مدت میان مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی با واردکردن موجودی سرمایه، نیروی کار فعال در اقتصاد ایران و بهره‌وری عوامل تولید در قالب مدلی چند متغیره مورد بررسی قرار گرفت. رویکرد آزمون کرانه‌ای ARDL وجود رابطه بلندمدت میان تولید ناخالص داخلی، مصرف گاز طبیعی، موجودی سرمایه، نیروی کار فعال و بهره‌وری را تأیید می‌نماید.

برای دقت در تأیید رابطه بلندمدت از مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۴) که برای مدل‌هایی با نمونه‌های اندک شبیه‌سازی‌شده است نیز کمک گرفته شده است. ضرایب کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنادار مصرف گاز طبیعی، موجودی سرمایه، نیروی کار فعال و بهره‌وری را بر تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهند. ضریب اثرگذاری مصرف گاز طبیعی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۳۱ و ۰/۰۸۸ می‌باشد که نشان از تأثیرگذاری این متغیر هم در کوتاه‌مدت هم در بلندمدت بر رشد اقتصادی می‌باشد. وجود منابع گاز و ارزان بودن قیمت آن در کشور، در کنار سیاست‌های غلط مدیریت انتقال و مصرف انرژی به بخش‌های مختلف کشور، موجبات رشد فزاینده شدت مصرف گاز طبیعی در کشور، آن هم در بخش‌هایی نظیر مصرف خانگی و تجاری را موجب شده است که نسبت به بخش‌های تولید برق، صنایع انرژی‌بر و تبدیلات گازی با ارزش‌افزوده و اشتغال‌زایی بالا و از اثرگذاری به مراتب کمتری در توسعه اقتصادی کشور برخوردارند. از طرفی می‌توان با تزریق گاز طبیعی به میادین نفتی کشور که اکثراً نیمه دوم عمر خود را سپری می‌نمایند فشار مخزن این میادین را افزایش داد و میزان نفت خام بیشتری را در آینده استحصال نمود و همچنین گاز طبیعی تزریق‌شده را نیز در این میادین ذخیره نمود؛ و بدین طریق منافع نسل‌های آتی را تأمین کرد. در این بین شاید بتوان ادعا کرد که در پرتو توجه فزاینده به حوزه نفت، مسئله اقتصاد گاز ایران به عنوان یکی دیگر از متغیرهای قدرتمند ایران برای اثرگذاری بر عرضه انرژی جهانی و بنابراین اقتصاد جهانی مغفول مانده و می‌توان دریافت که ایران با وجود برخورداری از موقعیت‌ها و نقاط قوت مناسب در عرصه بهره‌گیری از ابزار انرژی در جهت حضور در مبادلات بین‌الملل، هنوز به جایگاه شایسته دست نیافته که می‌توان با برنامه‌ریزی مناسب، اتخاذ سیاست‌های انرژی و توجه به مصرف گاز طبیعی به جایگاه شایسته و رشد اقتصادی مناسب دست یافت (ترکان، ۱۳۹۱).

از طرفی با توجه به ترازنامه انرژی، مصرف گاز طبیعی در سال ۱۳۹۱ به‌طورکلی ۱/۸ درصد نسبت به سال ۱۳۹۰ کاهش داشته است که این نیز می‌توان به دلیل هدفمند سازی یارانه‌ها و آزادسازی قیمت گاز مصرفی واحدهای صنعتی و کشاورزی و نیروگاه‌ها بوده است که منجر به بالا رفتن هزینه‌های تولید و رکود در این صنایع شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد عدم استفاده و استخراج بهینه از منابع تجدیدناپذیر مانند گاز طبیعی منجر به کاهش رشد اقتصادی خواهد شد. ازآنجاکه کشور ایران با در اختیار داشتن میدان عظیم گازی پارس جنوبی دارای رتبه برتر در منابع گازی جهان به شمار می‌رود؛ بنابراین نیاز است تمهیداتی در جهت تأمین تقاضا برای گاز طبیعی اندیشیده شود؛ زیرا همان‌طور که نتایج تخمین نشان می‌دهند مصرف گاز طبیعی در کنار سایر عوامل تولیدی از ارکان اساسی رشد اقتصادی کشور به‌شمار می‌آید؛ بنابراین باید با سرمایه‌گذاری‌های کافی در میادین گازی کشور از جمله میدان فوق عظیم پارس جنوبی در جهت تأمین نیازهای روز افزون گاز طبیعی گام برداشت. در پایان باید به این نکته توجه شود که سیاست‌های افزایشی قیمت حامل‌های انرژی در فاز اول و دوم یارانه‌ها

باعث افزایش هزینه بیشتر تولیدکنندگان و به تبع آن مصرف کمتر این حامل‌ها در مصارف صنعتی و غیره شده که این نیز منجر به رکود و کاهش رشد اقتصادی می‌شود. با توجه به این که گاز طبیعی به عنوان یک نهاده تولیدی مطرح است؛ بنابراین سیاست‌های صرفه‌جویی در مصرف باعث کاهش در تولید خواهد شد و با توجه به آنکه صنایع کشور تاکنون از مزیت انرژی ارزان برخوردار بوده‌اند، اگر این مزیت از این صنایع گرفته شود رقابت نسبی آنها از بین خواهد رفت و رکود و بیکاری پیامد طبیعی آن خواهد بود که این موضوع توجه هرچه بیشتر مسئولان و سیاست‌گذاران بخش انرژی کشور را می‌طلبد ضمناً باید توجه داشت که در شرایط فعلی که رکود نسبی در کشور حکم‌فرماست می‌توان با کاهش هزینه‌های تولید از جمله با تخفیف در قیمت انرژی تحویلی به صنایع به رونق این بخش مهم در اقتصاد کمک کرد.

منابع

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

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله (۱۳۸۸)؛ مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۱، ۹۲-۶۷.

اصغرپور، حسین؛ بهبودی، داوود و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۷)؛ شکست ساختاری: مورد مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در ایران، نشریه مطالعات اقتصاد انرژی، زمستان ۱۳۸۷، شماره ۱۹، ۱۰۵-۱۲۲.

اندرس، والتر (۱۳۸۶)؛ اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق، جلد اول.

ترکان، اکبر؛ ابوطالبی، زینب و فرنام، حامد؛ (۱۳۹۱)؛ نقش گاز طبیعی در امنیت ملی، مرکز تحقیقات استراتژیک مجمع تشخیص مصلحت نظام.

حسینی، فریدون (۱۳۷۵)؛ بررسی رابطه رشد اقتصادی و قیمت در کشورهای OECD، (پایان‌نامه کارشناسی ارشد)، دانشگاه تهران.

حیدری، حسن؛ نجار فیروزجایی، محمد و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۰)؛ بررسی رابطه بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران. فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال نوزدهم شماره ۵۹، پاییز ۱۳۹۰، ۱۷۵-۲۰۰

ملکی، رضا (۱۳۷۸)؛ بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

فلاحی، فیروز و منتظری شورکچالی، جلال (۱۳۸۹)؛ مصرف فرآورده‌های نفتی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی، یک رویکرد غیرخطی، مجله پژوهش‌های اقتصادی ایران، پاییز ۱۳۸۹، سال پانزدهم، شماره ۴۴، ۱۳۴-۱۱۱.

شکیبایی، علیرضا و احمدلو، مجید (۱۳۹۰)؛ بررسی رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد زیر بخش‌های اقتصادی در ایران ۱۳۸۶-۱۳۴۶، رهیافت تصحیح خطابرداری، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، پاییز ۱۳۹۰، شماره ۳۰، ۲۰۴-۱۸۱.

فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر و جبرئیلی، سودا (۱۳۹۰)؛ تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر: مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیر عضو (شامل ایران)، فصل‌نامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال نوزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۳۹۰، ۹۸-۸۱.

نیکو اقبال اختری، آزاده؛ امینی اسفیدواجانی، محبوبه و عطارکاشانی، مریم (۱۳۹۱)؛ رشد اقتصادی، رشد مصرف انرژی و رشد انتشار دی‌اکسیدکربن بررسی رابطه علیت با رویکرد داده‌های تلفیقی پویا (DPD). مطالعات اقتصاد انرژی، تابستان ۱۳۹۱، ۱۹۷-۱۶۹.

وزارت نیرو، معاونت انرژی، ترازنامه انرژی، سال ۱۳۹۱.

Apergis, N. and Payne, J. E. (2010); Natural Gas Consumption and Economic Growth: A Panel Investigation of 67 Countries. Appl. Energy 87, 2759-2763.

Bildirici, M. E. and Bakirtas, T. (2014); The Relationship among Oil, Natural Gas and Coal Consumption and Economic Growth in BRICTS (Brazil, Russian, India, China, Turkey and South Africa) countries, Energy, Elsevier, vol. 65(C), 134-144.

Damette, O. and Seghir, M. (2013); Energy as a driver of growth in oil exporting countries? Energy Economic, 37, 193-9.

Das, A.; McFarlane, A. and Chowdhury, M. (2013); the Dynamics of Natural Gas Consumption and GDP in Bangladesh. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 22.

EIA (2010); International energy outlook 2010. Energy International Administration.

Heidari, H.; Katircioglu, S. T. and Saeidpour, L. (2013); Natural gas Consumption and Economic Growth: Are we ready to Natural Gas Price Liberalization in Iran?, Energy Policy, 63, 638-645.

Narayan, P. K. (2004); Reformulating Critical Values for the Bounds Fstatistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji. Department of Economics Discussion Papers ISSN 1441-5429.

Pesaran, M. H.; Shin, Y. and Smith, R. J. (2001); Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships. J. Appl. Econ. 16, 289-326.

Pindyck, R. S. (1979); Structure of World Energy Demand, Journal of Energy and Development, 265-275.

Shahbaz, M.; Arouri, M. and Teulon, F. (2014); Short- and Long-Run Relationships between Natural Gas Consumption and Economic Growth: Evidence from Pakistan, Economic modelling, 41, 219-226.

Smyth, R. and Narayan, P. K. (2004); Dead man walking: An Empirical Reassessment of the Deterrent Effect of Capital Punishment Using the Bounds Testing Approach to Cointegration. Econ. Soc. 38 (17), 1975-1990, 2004 Australasian Meetings 332,

Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995); Statistical Inferences in Vector Auto regressions with possibly Integrated Processes. Journal of Econometrics, 66, 225-250. Washington DC.

Zapata, H. O. and Rambaldi, A. N. (1997); Monte-Carlo Evidence on Cointegration and Causation. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No.59, 285-298.