فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال پانزدهم، شماره ۴۴، پاییز ۱۳۸۹، صفحات ۱۳۳-۱۱۱

مصرف فرآورده‌های نفتی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران؛ یک رویکرد غیرخطی

دکتر فیروز فلاحی* و جلال منتظری شورکچالی**

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۲۹ تاریخ پذیرش: ۸۹/۹/۱۶

به‌رغم اینکه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی توسط پژوهشگران بسیاری مورد بررسی قرار گرفته‌است؛ اما این مطالعات نتایج یکسانی نداشته و هر کدام با توجه به دوره زمانی مطالعه، متغیرهای مدل، کشورهای مورد مطالعه و جز اینها یکی از چهار فرضیه موجود دراین زمینه، یعنی فرضیات رشد، فرضیات صرفه‌جویی، فرضیات خنثایی و یا فرضیات بازخوردی را تأیید کرده‌اند. در این پژوهش، می‌خواهیم فرضیات رشد در کشور ایران را آزمون نماییم. بر اساس این فرضیات افزایش در مصرف انرژی موجب رشد اقتصادی می‌شود. بدین منظور با استفاده از مدل رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (*STR*) رابطه رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران در دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۶ را مورد بررسی قرار می‌دهیم. یافته‌ها نشان می‌دهد 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 بوده‌است. در ضمن، شدت این ارتباط منفی در نظام اول که دوره ۱۳۵۳-۱۳۶۲ را شامل می‌شود بزرگتر است. منفی‌بودن این رابطه را می‌توان به عنوان شاهدی بر وجود ناکارایی در استفاده از انرژی تعبیر نمود. افزون بر این، بر اساس این نتایج فرضیات رشد مبنی بر وجود یک رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کشور ایران تأیید نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: مصرف انرژی، رشد اقتصادی، ایران، مدل‌های غیرخطی، تغییر نظام.
طبقه‌بندی JEL: C22، O13، Q43.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز. ffallahi@Tabrizu.ac.ir
** دانشجوی کارشناسی‌ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه تبریز. jalalmontazeri@gmail.com

۱. مقدمه

در بیشتر فعالیت‌های اقتصادی انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های اصلی در فرآیند تولید به شمار می‌رود. به همین دلیل یکی از موضوع‌های مورد علاقه پژوهشگران نحوه ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی است. بر اساس مطالعاتی که تاکنون در دنیا انجام‌شده و نظریه‌هایی که مطرح‌شده، نمی‌توان درباره جهت علیت و نحوه اثرگذاری این متغیرها بر روی هم نظر قطعی داد. در ایران نیز مطالعاتی بر پایه فرآیندهای خطی، برای تعیین رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی انجام شده‌است؛ اما نکته قابل توجه آن است اگر چه این مطالعات تقریب خوبی از روند زمانی و نحوه تأثیرگذاری این متغیرها روی هم به‌دست آوردند، اما نادیده گرفتن این واقعیت که تأثیرگذاری این متغیرها بر روی هم همواره نمی‌تواند یکسان باشد، ممکن است تصمیم‌گیران اقتصادی را دچار اشتباه کند.

در این پژوهش با مدل رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم[1] (STR) رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی به عنوان منبع انرژی بر اساس فرضیات رشد را مورد بررسی قرار داده‌ایم. استفاده از روش STR به چند دلیل این پژوهش را از پژوهش‌های دیگر متمایز ساخته است:

۱. رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی بستگی به وضعیت سیستم دارد و معادله تعدیل پویا بین آنها می‌تواند ثابت نبوده و بستگی به نظام و وضعیتی داشته‌باشد که اقتصاد در آن قرار دارد. بنابراین، این نکته باید در مطالعات در این زمینه مد نظر قرار گیرد که مدل STR قابلیت لحاظ نمودن این امر را دارد.

۲. در مدل STR تغییر در نظام‌ها یا شکست‌های ساختاری به صورت درونزا توسط مدل مشخص می‌شود. بنابراین، نیازی به واردکردن متغیر موهومی و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست.

۳. مدل STR علاوه بر اینکه قابلیت مشخص‌کردن تعداد دفعات و زمان تغییر نظام را دارد، سرعت انتقال از یک نظام به نظام دیگر را نیز نشان دهد.

این مطالعه در ۴ بخش تنظیم شده‌است: پس از بیان مقدمه در بخش اول ادبیات پژوهش، بخش دوم روش‌شناسی پژوهش، بخش سوم یافته‌های تجربی و در نهایت در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادها را مطرح کرده‌ایم.

1. Smooth Transition Regression

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

انرژی نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها دارد. با توجه به اینکه انرژی در افزایش سطح بهره‌وری عوامل تولید و استانداردهای زندگی افراد نقشی اساسی را بازی می‌کند، اقتصاددانان بر وجود رابطه تنگاتنگ بین مصرف انرژی و رشد و توسعه اقتصادی تأکید کرده‌اند.[۱] بر اساس ادبیات کلان اقتصادی، تحلیل این رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از طریق تابع تولید و منحنی‌های عرضه و تقاضای کل اقتصاد میسر است. بدین ترتیب که انرژی به عنوان یک نهاده مهم در تابع تولید محسوب‌شده و افزایش آن به انتقال به سمت بالای تابع تولید منجر می‌شود. با انتقال تابع تولید منحنی عرضه کل اقتصاد (AS) به سمت راست منتقل‌شده و با فرض عمودی نبودن منحنی تقاضای کل (AD)، تولید و درآمد تعادلی افزایش می‌یابد.[۲]

تا پیش از بحران نفتی سال ۱۹۷۰ نقش تأثیرگذار مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در نظریه‌های اقتصادی نادیده گرفته شد. مطابق تابع تولید نئوکلاسیک‌ها رشد اقتصادی تابعی از نیروی کار، سرمایه و سطح تکنولوژی است که در آن به نقش انرژی به عنوان یک نهاده ضروری در تولید اشاره‌ای نشده‌است. در این تابع از عامل بهره‌وری کل برای نشان‌دادن نقش تکنولوژی در رشد اقتصادی استفاده می‌شود (عامل بهره‌وری کل بخشی از رشد اقتصادی است که توسط متغیرهای نیروی کار و سرمایه توضیح داده نشده‌است). با این حال امروزه، انرژی به عنوان یک داده برای استمرار تولید یک ضرورت محسوب می‌شود. بحران نفتی سال ۱۹۷۰ باعث‌شد تا اقتصاددانان انرژی را به عنوان یک عامل تولید مهم در کنار نهاده‌های نیروی کار و سرمایه مطرح کنند. در یک مطالعه که توسط IEA[۳] انجام شد نشان داد که برای دوره ۱۹۸۱-۲۰۰۰ انرژی نقش مهم‌تری را نسبت به متغیرهای دیگر در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه بازی کرده است.[۴]

اقتصاددانان طرفدار الگوی بیوفیزیکی رشد بیش از سایر اقتصاددانان بر نقش تأثیرگذار انرژی در رشد اقتصادی کشورها تأکید کرده‌اند. در الگوی بیوفیزیکی رشد، رشد اقتصادی به شدت تحت تأثیر انرژی قرار دارد که میزان شدت این تأثیر بستگی به میزان وابستگی اقتصاد به مصرف انرژی دارد. اساس استدلال این گروه از اقتصاددانان این است که نیروی کار و سرمایه عوامل

---

1. Adnan Hye and Riaz, (2008), p. 45

۲. بهبودی و همکاران، (۱۳۸۸)، ص. ۵۶

3. International Energy Agency

4. Erbaykal, (2008), p. 172

واسطه‌ای هستند که برای استفاده به مصرف انرژی نیاز دارند. بنابراین، انرژی مهم‌ترین عامل رشد اقتصادی است.[۱]

به طور کلی، فرضیه‌هایی را که به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند، می‌توان به چهار دسته تقسیم کرد که عبارتند از: فرضیه‌های رشد[۲]، فرضیه‌های صرفه‌جویی[۳]، فرضیه‌های بازخوردی[۴] و فرضیه‌های خنثایی.[۵] مطابق فرضیه‌های رشد اقتصادی مصرف انرژی به عنوان یک مؤلفه تعیین‌کننده در رشد اقتصادی به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر عوامل تولید نیروی کار و موجودی سرمایه اثر می‌گذارد. بر اساس این فرضیه‌ها، سیاست‌هایی که با هدف کاهش مصرف انرژی اتخاذ می‌شوند اثر نامطلوبی بر رشد اقتصادی دارند. بر اساس فرضیه‌های صرفه‌جویی سیاست‌هایی که با هدف کاهش مصرف انرژی طراحی می‌شوند، می‌توانند تأثیر منفی بر رشد اقتصادی نداشته باشد. این به این دلیل است که این فرضیه‌ها بر وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی تأکید دارند. در مقابل، فرضیه‌های بازخوردی به وجود یک رابطه علی دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی تأکید داشته و بیان می‌کنند که مصرف انرژی و رشد اقتصادی به طور هم‌زمان بر روی هم تأثیر می‌گذارند. در نهایت، مطابق فرضیه‌های خنثایی، مصرف انرژی تأثیر صفر یا اندکی بر رشد اقتصادی دارد. از این رو طرفداران این فرضیه‌ها مانند فرضیه‌های تثبیتی بر این عقیده‌اند که سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ندارد. در واقع، فرضیه‌های خنثایی بر نبود رابطه علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی تأکید دارند.[۶] گفتنی است که فرضیه‌های رشد اقتصادی بیشتر در کشورهایی که وابستگی آنها به انرژی بیشتر است، صادق می‌باشد. بنابراین، اتخاذ سیاست‌هایی که با هدف افزایش در مصرف انرژی اتخاذ می‌شود رشد اقتصادی این کشورها را تحریک می‌کند. در ضمن، فرضیه‌های صرفه‌جویی بیشتر در کشورهایی صادق است که میزان وابستگی آنها به انرژی کمتر است.[۷]

1. Tsani, (2009), p. 2
2. Growth Hypothesis
3. Conservation Hypothesis
4. Feedback Hypothesis
5. Neutrality Hypothesis
6. Belke *et al*, (2010), p. 4
7. Nondo *et al*, (2010), p. 5

۲-۲. پیشینه مطالعات تجربی

مطالعه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از دیرباز مورد توجه پژوهشگران بسیاری قرارگرفته که از قدیمی‌ترین این مطالعات می‌توان به مطالعه کرافت و کرافت[1] (۱۹۷۸) اشاره کرد. کرافت و کرافت در مطالعه خود به بررسی رابطه علی بین GDP و رشد اقتصادی در آمریکا در دوره زمانی ۱۹۴۷-۱۸۷۴ پرداختند. یافته‌های آنها نشان داد که یک رابطه علی یک‌طرفه از GDP به مصرف انرژی در آمریکا وجود دارد. بعدها مطالعات زیادی در خارج کشور به بررسی رابطه بین این دو متغیر پرداختند که هر کدام از این مطالعات با توجه به دوره زمانی مورد مطالعه، متغیرهای مدل، کشورهای مورد مطالعه و جز اینها یکی از چهار فرضیه موجود دراین زمینه، یعنی فرضیه‌های رشد، صرفه‌جویی، خنثایی و یا بازخوردی را تأیید کرده‌اند. تعدادی از این مطالعات در خارج کشور با توجه به دوره زمانی، کشور یا کشورهای مورد مطالعه، روش و تکنیک مورد استفاده و نتایج گزارش‌شده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند، که نتایج آن را در قالب جدول ۱ ارائه کرده‌ایم.

در داخل کشور نیز مطالعاتی به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداخته و بسته به روش و دوره مورد بررسی نتایج متفاوتی را گزارش کرده‌اند. قبادی (۱۳۷۶) به بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از تکنیک علیت گرنجر پرداخته و نشان می‌دهد که انرژی و درآمد یک رابطه علیت دو طرفه در فاصله زمانی کمتر از یکسال بر هم دارند. قبادی با بررسی رابطه هم‌انباشتگی وجود یک رابطه بلندمدت بین دو متغیر را تأیید کرده و با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطا سرعت تعدیل و حرکت به سوی تعادل بلندمدت برای هر کدام از متغیرها را محاسبه کرده است. ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) با استفاده از الگوی تصحیح خطا به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران در دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۸ پرداخته و نشان داده‌اند رابطه علّی از مصرف فرآورده‌های عمده نفتی به تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت وجود ندارد.

1. Kraft and Kraft

جدول ۱. خلاصه مطالعات تجربی صورت‌گرفته در داخل و خارج کشور

پژوهشگران	دوره و کشورهای مورد مطالعه	روش و تکنیک	نتایج
Hwang and Gum (1992)	تایوان (۱۹۵۵-۱۹۹۳)	علیت گرنجر	یک رابطه علی دو طرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی
Cheng and Lai (1997)	تایوان (۱۹۵۵-۱۹۹۳)	علیت هیسائو	رابطه علی از تولید به سمت مصرف انرژی وجود داشته ولی مصرف انرژی رابطه علی تولید نیست.
Nachan *et al* (1998)	گواتمالا (۱۹۵۰-۱۹۸۵)	انگل- گرنجر و ECM	اثر مثبت مصرف انرژی بر GDP واقعی سرانه و وجود یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف انرژی سرانه به GDP واقعی سرانه
Stern (2000)	آمریکا (۱۹۴۸-۱۹۹۴)	علیت گرنجر	رابطه علّی یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی
Yang (2000)	تایوان (۱۹۵۴-۱۹۹۷)	علیت گرنجر	یک رابطه علی دو طرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی
Glasure (2002)	کره (۱۹۶۱-۲۰۰۰)	علیت گرنجر	یک رابطه علّی دو طرفه بین مصرف انرژی و GDP وجود دارد، در حالی که قیمت نفت نقش تعیین‌کننده‌ای را بازی می‌کند.
Oh and Lee (2004)	کره (۱۹۷۰-۱۹۹۹)	علیت گرنجر	رابطه علّی یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی
Zou and Chau (2005)	چین (۱۹۵۳-۲۰۰۲)	تکنیک هم‌انباشتگی و علیت گرنجر	وجود رابطه هم‌انباشتگی بین مصرف نفت و GDP، وجود رابطه علی دوطرفه در بلندمدت برای دوره‌های زمانی ۱۹۵۳-۱۹۸۴ و ۱۹۸۵-۲۰۰۲، نبود رابطه علی در کوتاه‌مدت در دوره ۱۹۵۳-۱۹۸۴ و وجود رابطه علی از مصرف نفت به GDP در کوتاه‌مدت برای دوره ۱۹۸۵-۲۰۰۲
Rufael (2006)	۱۷ کشور آفریقایی (۱۹۷۱-۲۰۰۱)	تکنیک هم‌انباشتگی و علیت گرنجر	وجود رابطه هم‌انباشتگی در ۹ کشور، وجود رابطه علی از GDP به مصرف انرژی الکتریکی در ۶ کشور، وجود رابطه علی از مصرف انرژی الکتریکی به GDP در ۳ کشور و وجود رابطه علی دوطرفه در ۳ کشور
Lise and Motfort (2006)	ترکیه (۱۹۷۰-۲۰۰۳)	تکنیک هم‌انباشتگی و علیت گرنجر	وجود رابطه هم‌انباشتگی بین مصرف انرژی و GDP و یک رابطه علی یک طرفه از GDP به مصرف انرژی
Chontanawat *et al* (2006, 2008)	کاستاریکا، السالوادر و پامانا، هندوراس، نیکاراگوئه	پانل دینامیک	رشد اقتصادی دلیل استفاده بیشتر از انرژی در کشورهای کاستاریکا، السالوادر و پامانا می‌باشد، در حالی که در کشورهای هندوراس، نیکاراگوئه، مصرف انرژی تأثیر صفر یا اندکی بر GDP واقعی داشته است.

ادامه در صفحه بعد

ادامه جدول ۱. خلاصه مطالعات تجربی صورت‌گرفته در داخل و خارج کشور

پژوهشگران	دوره و کشورهای مورد مطالعه	روش و تکنیک	نتایج
Erbaykal (2008)	ترکیه (۲۰۰۳-۱۹۷۰)	تکنیک هم‌انباشتگی	اثر مثبت مصرف دو انرژی الکتریکی و نفت در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی و اثر مثبت مصرف انرژی نفت بر رشد اقتصادی و اثر منفی مصرف انرژی الکتریکی بر رشد اقتصادی در بلندمدت.
Adnan Hye and Riaz (2008)	پاکستان (۲۰۰۷-۱۹۷۱)	تکنیک هم‌انباشتگی و علیت گرنجر	وجود یک رابطه علی دوطرفه در کوتاه‌مدت بین دو متغیر و یک رابطه علی یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی در بلندمدت، اثرگذاری منفی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در بلندمدت.
Gelo (2009)	کرواسی (۲۰۰۵-۱۹۵۳)	مدل VAR و علیت گرنجر	وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از GDP به مصرف انرژی کل و افزایش ۰/۵۰۹ درصدی در مصرف انرژی کل دوره t ام در اثر افزایش یک درصدی در GDP دوره t-1 ام.
Tsani (2009)	یونان (۲۰۰۶-۱۹۶۰)	تودا و یاماموتو	وجود یک رابطه علّی یک طرفه از مصرف انرژی کل به GDP واقعی، یک رابطه علّی یک طرفه از مصرف انرژی خانگی و صنعتی به GDP و عدم وجود رابطه علی بین مصرف انرژی و GDP واقعی در بخش حمل و نقل.
Apergis and Payne (2009)	ارمنستان، آذربایجان، بلاروس، یونان، قزاقستان، قرقیزستان، مولداوی، روسیه، تاجیکستان، اکراین و ازبکستان (۲۰۰۵-۱۹۹۱)	آزمون هم‌انباشتگی پدرونی و مدل تصحیح خطا (ECM)	وجود یک رابطه هم‌انباشتگی بین GDP واقعی، مصرف انرژی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و نیروی کار، وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و یک رابطه علی دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در بلندمدت.

همچنین، نشان می‌دهند یک رابطه علّی دو طرفه بین مصرف فرآورده‌های نفتی و تولید ناخالص در بلندمدت وجود دارد. نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۱ با استفاده از روش علیت هشیائو پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد یک رابطه علّی دو طرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی وجود دارد. آرمن و زارع (۱۳۸۴) به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران در سال‌های ۱۳۴۶- ۱۳۸۱ با استفاده از دو روش تودا و یاماموتو[1] و تصحیح خطا پرداخته‌اند. نتایج هر دو روش وجود یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی را تأیید می‌کنند. در ضمن، با استفاده

1. Toda and Yamamoto

از روش تصحیح خطا وجود یک رابطه علیت گرنجری دو طرفه (در کوتاه‌مدت و بلندمدت) بین مصرف برق و رشد اقتصادی را نتیجه می‌گیرند. در حالی که بر اساس نتایج روش تودا و یاماموتو تنها یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف برق به رشد اقتصادی وجود دارد. بهبودی و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از روش علیت گرنجر و الگوی تصحیح خطا به بررسی رابطه تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران در دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۳ پرداخته و نتیجه می‌گیرند که یک رابطه علّی یک طرفه از تقاضای نهایی انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد؛ در حالی که رابطه علّی بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی یک رابطه علی دو طرفه است. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران در دوره ۱۳۴۶-۱۳۸۴ را با تأکید بر شکست ساختاری مورد بررسی قرار دادند. در این راستا با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد زیوت- اندروز[1] برای تعیین تغییرات ساختاری به شکل درونزا و همچنین آزمون هم‌جمعی گریگوری- هنسن[2] به منظور بررسی رابطه بلندمدت با تأکید بر شکست ساختاری نشان‌می‌دهند که یک رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران وجود دارد. آماده و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (*ARDL*) و همچنین الگوی تصحیح خطا (ECM)، وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال بخش‌های مختلف اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۲ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی انرژی برق به رشد اقتصادی وجود دارد. یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک طرفه نیز از رشد اقتصادی به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد. افزون بر این، یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد. همچنین، یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت از مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

براساس نظریه‌های اقتصادی برخی متغیرهای سری زمانی دارای رفتار غیرخطی بوده و رفتار آنها در طی زمان ثابت نمی‌باشد، بنابراین، برای مطالعه این گونه متغیرها بایستی از روش‌های غیرخطی

1. Zivot and Andrews
2. Gregory and Hansen

بهره گرفت. یک نمونه از مدل‌های غیرخطی که در ادبیات سری زمانی مورد استفاده قرار گرفته‌است، مدل رگرسیونی انتقال ملایم (STR)[۱] است. بر اساس این مدل‌ها، لزوماً تمام فرآیندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها می‌تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل‌ها انتقالات بین نظام‌های مختلف توسط تابع لاجستیک[۲] یا تابع نمایی[۳] تبیین می‌شود.

یک مدل STR استاندارد با تابع انتقال لاجستیک معرفی‌شده توسط تراسورتا[۴] (۲۰۰۴) به صورت زیر است:

$$y_t = \phi' z_t + (\theta' z_t).\, G(\gamma, c, s_t) + u_t \qquad (۱)$$

$$\gamma > ۰\ , \qquad G(\gamma, c, s_t) = \left(۱ + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=۱}^{K} (s_t - c_k)\right\}\right)^{-۱}$$

که در آن، Z_t برداری شامل متغیرهای برونزای مدل، ϕ بردار پارامترهای خطی و θ بردار پارامترهای غیرخطی مدل است. درضمن، تابع G که یک تابع لاجستیک است نشان‌دهنده نحوه انتقال از نظامی به نظام دیگر است. در این تابع، s نشانگر متغیر انتقال، γ پارامتر یکنواختی[۵] و c نشان‌دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر نظام است. تابع انتقال G یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است. در مدل STR بحث‌شده توسط ون دیک و همکاران[۶] (۲۰۰۰) متغیر انتقال S

---

۱. به طور کلی مدل‌های مشتمل بر آستانه شامل مدل TR (رگرسیون آستانه‌ای)، STR (مدل‌های انتقال ملایم)، ANN (شبکه عصبی مصنوعی) و مدل تبدیل مارکوف هستند. مدل STR دارای ویژگی‌هایی است که این مدل را از سایر مدل‌های مشتمل بر آستانه متمایز می‌کند:

- حالت خاصی از مدل STR مدل TR است.
- اگرچه مدل ANN برازش خوبی روی داده‌ها دارد، اما دارای یک مشکل اساسی است و آن اینکه فاقد تفسیر اقتصادی روشنی می‌باشد. این به این دلیل است که وقتی تعداد گره‌ها بسیار زیاد باشد، مدل دارای برازش بیش از اندازه است. اما ضرایب در مدل STR قابلیت تفسیر اقتصادی را دارد.
- بر خلاف مدل تبدیل مارکوف تبدیل نظام به صورت برونزا در نظر گرفته می‌شود، در مدل STR این تغییر رژیم درونزاست. برای مطالعه بیشتر به اندرس (جلد دوم) و ون‌دیک و همکاران (۲۰۰۲) مراجعه کنید.

2. Logestic Function
3. Exponential Function
4. Terasvirta, (2004)
5. Smoothness Parameter
6. Van Dijk and *et al*, (2000)

می‌تواند وقفه‌های متغیر درونزا و برونزا، روند زمانی یا خود متغیر برونزا باشد. پارامتر K تعداد دفعات تغیر نظام را نشان می‌دهد.

γ نشان‌دهنده سرعت انتقال بین نظام‌ها بوده و مقادیر بیشتر γ تغییر سریع‌تر نظام را نشان می‌دهد. هنگامی که $\gamma \to \infty$ و $s_t > c$ آنگاه $G = ۱$ بوده و زمانی که $s_t < c$ است $G = ۰$ خواهد بود، بنابراین، رابطه ۱ به یک مدل آستانه‌ای (TR)[1] تبدیل می‌شود. هنگامی که $\gamma \to ۰$ رابطه ۱ به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود.

برآورد مدل STR دارای سه مرحله اساسی به ترتیب زیر است:

۱. تشخیص مدل: شروع این مرحله با تنظیم یک مدل خطی AR است که به عنوان نقطه شروع برای تحلیل مورد استفاده قرارمی‌گیرد. مرحله دوم شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب s_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر نظام است.

۲. برآورد مدل: این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای برآورد غیرخطی و برآورد مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسون[2] و روش حداکثر درستنمایی است.

۳. ارزیابی مدل: این مرحله معمولاً شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظیر نبود خطاهای خودهمبستگی، ثابت‌بودن پارامترها بین نظام‌های مختلف، نبود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها و جز اینهاست که به طور خلاصه در ادامه توضیح داده می‌شود.

آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها: این آزمون برای بررسی وجود رابطه غیرخطی از نوع $LSTR$، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد نظام‌های مورد استفاده قرارمی‌گیرد. اگر متغیر انتقال s_t عنصری از z_t در نظر گرفته شود، رگرسیون تقریبی زیر به کار برده می‌شود:

$$y_t = \beta_{۰}' z_t + \sum_{j=۱}^{۳} \beta_j' \tilde{z}_t s_t^j \qquad (۲)$$

که در آن، $z_t = (۱, \tilde{z}_t)'$ است. اگر s_t قسمتی از z_t نباشد، خواهیم داشت:

$$y_t = \beta_{۰}' z_t + \sum_{j=۱}^{۳} \beta_j' z_t s_t^j \qquad (۳)$$

1. Threshold Regression
2. Newton-Raphson

فرضیه صفر خطی‌بودن مدل به صورت $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ است که آماره آزمون مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F است.

تعیین نوع مدل: پس از آنکه فرضیه خطی‌بودن رابطه بین متغیرها رد شد، باید برای تشخیص نوع مدل غیرخطی سلسله آزمون‌های زیر بر روی مدل کمکی ۲ انجام گیرد:

۱. $H_{04} : \beta_3 = 0$
۲. $H_{03} : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$
۳. $H_{02} : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر یادشده را به ترتیب با F_4 و F_3 و F_2 نشان می‌دهیم. در صورت رد فرضیه H_{03}، مدل $LSTR2$ (مدل $LSTR$ با دو بار تغییر نظام) یا $ESTR$ (مدل انتقال نظام نمایی) تأیید می‌شود که با آزمودن فرضیه صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب نمود. در صورت رد فرضیه‌های H_{04} و H_{02} مدل $LSTR1$ (مدل $LSTR$ با یک بار تغییر نظام) انتخاب می‌شود.

آزمون نبود خطای خودهمبستگی[1]: کاربرد این آزمون در مدل‌های STR توسط تراسورتا[2] بحث شده است که حالت خاصی از آزمون عمومی بحث‌شده توسط گادفری[3] است. این آزمون شامل رگرس کردن باقیمانده‌های برآورد شده $\tilde{u}_t$ روی باقیمانده‌های وقفه‌دار خودش و مشتقات جزئی تابع حداکثر درستنمایی نسبت به پارامترهای مدل است. بر این اساس، آماره آزمون به صورت زیر خواهد بود:

$$F_{LM} = \frac{\left\{\frac{(SSR_0 - SSR_1)}{q}\right\}}{\left\{\frac{SSR_1}{(T-n-q)}\right\}} \qquad (۴)$$

که در آن، n تعداد پارامترهای مدل، q تعداد متغیرهای توضیحی و SSR_0 مجموع مربعات باقیمانده‌های مدل و SSR_1 مجموع مربعات باقیمانده‌های رگرسیون کمکی است.

1. Test of No Error Autocorrelation
2. Terasvirta, (1998)
3. Godfrey, (1998)

آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها[1]: پس از برآورد مدل STR باید غیرخطی بودن باقیمانده‌های مدل بررسی‌شود. آزمون فرض‌می‌کند که نوع مدل غیرخطی باقیمانده‌ها دوباره از نوع STR است. فرضیه مخالف به صورت زیر است:

$$y_t = \phi' z_t + \theta' z_t G(\gamma_1, c_1, s_{1t}) + \psi' z_t H(\gamma_2, c_2, s_{2t}) + u_t \qquad (۵)$$
$$u_t \approx iid(0, \sigma^2)$$

که بیان می‌کند برای توضیح کامل رابطه غیرخطی استفاده از G به تنهایی کافی‌نبوده و تابع انتقال دیگری مثل H نیز باید در مدل وارد شود. برای آزمون این فرضیه از تقریب خطی مدل به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$y_t = \beta_0' z_t + \theta' z_t G(\gamma_1, c_1, s_{1t}) + \sum_{j=1}^{3} \beta_j' \tilde{z}_t s_{2t}^j + u_t^* \qquad (۶)$$

این آزمون به وسیله رگرس‌کردن $\tilde{u}_t$ روی $\left(\tilde{z}_t' s_{2t}, \tilde{z}_t' s_{2t}^2, \tilde{z}_t' s_{2t}^3\right)'$ و مشتقات تابع حداکثر درستنمایی نسبت به پارامترهای مدل انجام می‌گیرد. فرضیه صفر مبنی بر نبود غیرخطی‌بودن باقیمانده‌ها به صورت زیر است:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3$$

انتخاب s_{2t} می‌تواند از بین متغیرهای موجود در z_t بوده و یا همان s_{1t} باشد.

آزمون ثابت بودن پارامترها در نظام‌های مختلف[2]: این آزمون شامل آزمون فرضیه صفر پارامترهای ثابت بین نظام‌های مختلف در مقابل تغییر پارامترهاست.[3] مدل جایگزین به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = \phi(t)' z_t + \theta(t)' z_t G(\gamma, c, s_t) + u_t \qquad (۷)$$

که

1. Test of No Remaining Nonlinearity
2. Parameter Constancy Test
۳. یا به بیان دیگر، آزمونی برای ثابت‌بودن پارامترها در بخش‌های خطی و غیرخطی است.

$$\phi(t) = \phi + \lambda_{\phi} H_{\phi}\left(\gamma_{\phi}, C_{\phi}, t^{*}\right) \qquad (۸)$$

و

$$\theta(t) = \theta + \lambda_{\theta} H_{\theta}\left(\gamma_{\theta}, c_{\theta}, t^{*}\right) \qquad (۹)$$

$$u_t \sim iid\left(۰, \sigma^{۲}\right) \qquad (۱۰)$$

که

$$t^{*} = \frac{t}{T} \qquad (۱۱)$$

بوده و فرضیه صفر عدم تغییر در پارامترها، بیانگر $\gamma_{\theta} = \gamma_{\phi} = ۰$ است. برای این منظور از تقریب رگرسیون غیرخطی بالا با فرض ثبات پارامترهای γ و c به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$y_t = \beta_{۰}' z_t + \sum_{j=۱}^{۳} \beta_j' z_t \left(t^{*}\right)^{j} + \sum_{j=۱}^{۳} \beta_{j+۳}' z_t \left(t^{*}\right)^{j} G\left(\gamma, c, s_t\right) + u_t^{*} \qquad (۱۲)$$

که این کار را می‌توان برای سه تابع انتقال دیگر به شکل زیر انجام داد:

$$H\left(\gamma, c, t^{*}\right) = \left(۱ + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=۱}^{K}\left(t^{*} - c_k\right)\right\}\right)^{-۱} - \frac{۱}{۲} \quad , \quad \gamma > ۰ \qquad (۱۳)$$

برای $k = ۱,۲,۳$ و با فرض $\gamma_{\theta} = \gamma_{\phi}$.

همان طور که ون دیک و همکاران[1] (۲۰۰۰) بیان می‌کنند آزمون‌های خطاهای خودهمبستگی، غیرثابت بودن پارامترها، رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها به عنوان آزمون‌های اصلی در ارزیابی یک مدل *STR* به شمار می‌روند. علاوه بر این آزمون‌ها، آزمون‌های *ARCH* و آزمون نرمال‌بودن پسماندها[2] نیز برای ارزیابی مدل *STR* در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

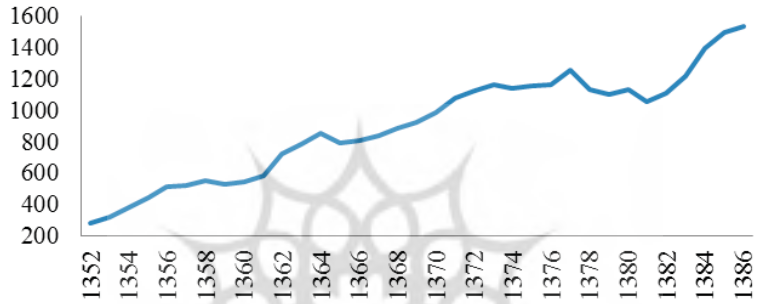
1. Van Dijk *et al*, (2000)
2. Jarque-Bera Test

۴. یافته‌های تجربی

۴-۱. مروری بر داده‌های آماری

در این پژوهش از آمار سالانه در دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۶ استفاده کرده‌ایم. آمار مربوط به مصرف انرژی و GDP از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند. نمودار ۱ روند مصرف انرژی فرآورده‌های نفتی و نمودار ۲ روند نرخ رشد مصرف انرژی فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی در سال‌های مورد بررسی را نشان می‌دهند.

نمودار ۱. روند مصرف فرآورده‌های نفتی برحسب هزار بشکه در روز در دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۶



با توجه به این نمودارها نکات زیر مشخص می‌شود:

أ. اگر چه در بعضی از سال‌ها روند مصرف انرژی نزولی بوده، ولی در کل روند آن در دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۶ افزایشی است.

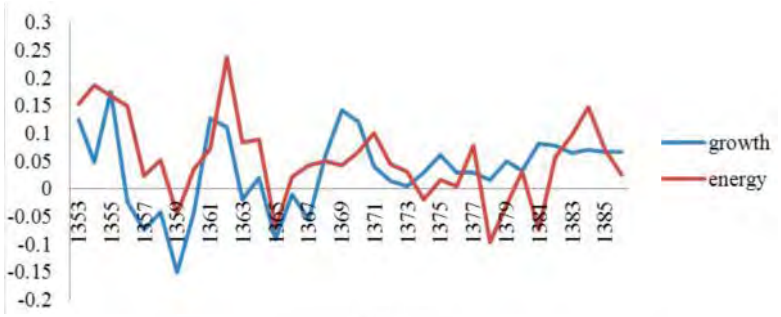
ب. نوسانات نرخ رشد مصرف فرآورده‌های نفتی در دوره مورد بررسی زیاد بوده و دامنه این نواسانات در طی زمان قابل ملاحظه بوده است.

ج. اگر چه رشد اقتصادی در دوره‌های اولیه (تقریباً قبل از سال ۱۳۷۲) دارای نوسانات شدید بوده است، ولی دامنه این نوسانات در طول زمان کاهش یافته است (تقریباً از سال ۱۳۷۲ به بعد) و تقریباً این نوسانات از سال ۱۳۸۱ به بعد قابل اغماض است.

د. دامنه نوسانات رشد اقتصادی و رشد مصرف انرژی فرآورده‌های نفتی در دوره انقلاب و جنگ زیاد بوده است که نشان‌دهنده آثار منفی شوک انقلاب و جنگ بر ثبات متغیرهای اقتصادی است.

ه. در بیشتر سال‌های دوره مورد بررسی رفتار رشد اقتصادی و رشد مصرف انرژی تقریباً مشابه بوده است.

نمودار ۲. روند رشد اقتصادی و رشد مصرف فرآورده‌های نفتی در دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۶



۴-۲. الگوی اقتصادسنجی

همان‌طور که در قسمت مبانی نظری هم بیان شد، یکی از عوامل اصلی در تابع تولید، انرژی است. در این پژوهش، مدل دو متغیر زیر برای بررسی علیت انرژی بر رشد اقتصادی را که مبتنی بر فرضیه‌های رشد اقتصادی است، در نظر می گیریم:

$$GD_t = \alpha + \beta EO_t + u_t$$

که در آن، GD نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، EO مصرف فرآورده‌های نفتی برحسب هزار بشکه در روز و u_t جزءاخلال است. در ضمن، مصرف فرآورده‌های نفتی از جمع مصارف نفت گاز، نفت کوره، بنزین موتور، نفت سفید، گاز مایع و سایر فرآورده‌های نفتی به دست آمده است. بر اساس فرضیه‌های رشد اقتصادی انتظار می‌رود $\beta > 0$ باشد. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرها را از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج کرده‌ایم.

۴-۳. برآورد الگوی اقتصادسنجی

نخستین گام در برآورد یک مدل STR تعیین وقفه‌های متغیرهای مورد استفاده در مدل است. این کار با استفاده از معیارهای آکائیک[1]، شوارتز[2]، حنان کوئین[3] انجام می‌گیرد. با توجه به تعداد مشاهدات، معیار شوارتز را به عنوان ملاک برای تعیین وقفه در نظر گرفته‌ایم. که بر اساس این معیار وقفه بهینه برای هر دو متغیر GD و EO، یک تعیین می‌شود.

پس از تعیین وقفه‌ها ابتدا باید متغیر انتقال و نوع تابع انتقال را با استفاده از آزمون‌های معرفی‌شده در بخش سوم تعیین کنیم. همان طور که جدول ۲ نشان می‌دهد مدل پیشنهادی برای متغیر انتقال $GD(t-1)$ مدل خطی، برای متغیر انتقال $EO(t)$ مدل $LSTR2$ و برای متغیر انتقال $EO(t-1)$ نیز مدل $LSTR1$ است. با توجه به اینکه کمترین مقدار $p\text{-}values$ آماره F مربوط به متغیر انتقال $EO(t)$ است، متغیر $EO(t)$ به عنوان متغیر انتقال و مدل $LSTR2$ یعنی مدل لاجستیک با دو نقطه آستانه‌ای به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود.

جدول ۲. انتخاب نوع مدل و متغیر انتقال

مدل پیشنهادی	$p\text{-}values$	متغیر انتقال
$Linear$	۲/۱۲۷۵E-۱	$GD(t-1)$
$LSTR2$	۸/۳۵۶۷E-۳	$EO(t)^*$
$LSTR1$	۱/۶۷۰۳E-۲	$EO(t-1)$

مرحله دوم در مدل‌سازی یک مدل STR، مرحله برآورد است. با توجه به ماهیت غیرخطی این مدل‌ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای برآورد مدل شروع می‌شود که با استفاده از این مقادیر اولیه، الگوریتم نیوتن- رافسن[4] و حداکثرسازی تابع ML پارامترها برآورد می‌شوند. برآورد نهایی مدل به شکل زیر است که اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهند. همچنین، برآورد نهایی از C_2, C_1, γ به ترتیب برابرند با ۳/۰۱۵، ۸۱/۳۰۷ و ۷۴۱/۹۴۵.

1. Akaike Info Criterion
2. Schwarz Criterion
3. Hannan-Quinn Criterion
4. Newton-Rafson

$$GD_t = [\circ.۲۲۴۷۹ \quad -\circ.۶۵۷۱\circ GD_{t-۱} + \circ.\circ\circ۲۷۵\, EO_t$$
$$t-stat \quad (۲.\circ۵۴\circ) \quad (-۱.۶\circ۳۸) \quad (۲.۴۳۲۹)$$
$$-\circ.\circ\circ۳۴۱\, EO_{t-۱}] + [-\circ.۱۵۴۴۲ \quad +\circ.۹۹۳۹\circ GD_{t-۱}$$
$$(-۲.۵۷۵۵) \quad (-۱.۳\circ۳۷) \quad (۲.۱۷۵۲)$$
$$-\circ.\circ\circ۲۷۶ \quad EO_t + \circ.\circ\circ۳۳۹ \quad EO_{t-۱}] \times [G(\gamma, C, S_t)]$$
$$(-۲.۴۲۷۱) \quad (۲.۵۶۵\circ)$$

همان‌طور که برآورد مدل نشان می‌دهد، اولاً: مدل دارای یک ساختار دو نظامی است، ثانیاً: بجز ضریب $GD_{t-۱}$ در قسمت خطی $(G=\circ)$ و پارامتر عرض از مبدأ در قسمت غیرخطی $(G=۱)$ تمامی ضرایب برآوردشده در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنادار هستند.

با توجه به مطالب ذکرشده در بالا، در نظام اول $G=\circ$ و در نظام دوم $G=۱$ است. بنابراین، برای نظام اول داریم:

$$GD_t = \circ.۲۲۴۷۹ - \circ.۶۵۷۱\circ GD_{t-۱} + \circ.\circ\circ۲۷۵ EO_t - \circ.\circ\circ۳۴۱ EO_{t-۱}$$

و برای نظام دوم خواهیم داشت:

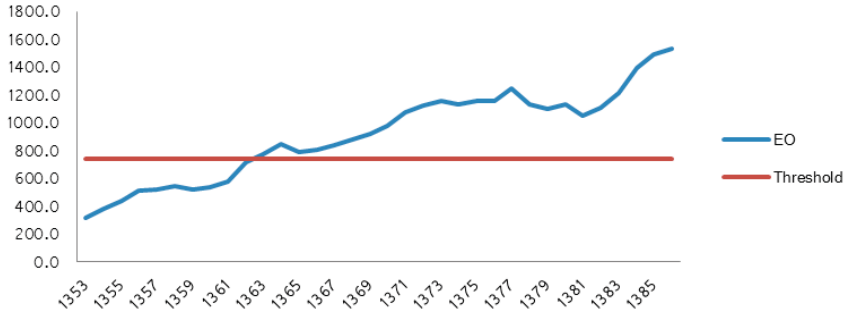
$$GD_t = \circ.\circ۷\circ۳۷ + \circ.۳۳۶۸\circ GD_{t-۱} - \circ.\circ\circ\circ\circ۱ EO_t - \circ.\circ\circ\circ\circ۲ EO_{t-۱}$$

جمع ضرایب EO در نظام اول برابر با ۰/۰۰۰۶۶- و در نظام دوم برابر با ۰/۰۰۰۰۳- است. که نشان می‌دهد بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی در هر دو نظام رابطه منفی وجود داشته و شدت این ارتباط منفی در نظام اول بیشتر بوده‌است.

نمودار ۳، سال‌های مربوط به نظام اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای EO، در سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ مشخص می‌کند. با توجه به نمودار سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۶۲ جزء نظام اول و نظام دوم شامل سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۶ است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده مبنی بر وجود یک رابطه منفی بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی در هر دو نظام، فرضیه‌های رشد اقتصادی مبتنی بر وجود یک رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در مورد ایران رد می‌شود. از دلایل وجود این ارتباط منفی می‌توان به دو دلیل زیر اشاره کرد:

نمودار ۳. روند مصرف فرآورده‌های نفتی برحسب هزار بشکه در روز (*EO*) و مقدار آستانه‌ای آن (Threshold)



۱. مصرف انرژی در بخش‌هایی که محدودیت ظرفیت یا ناکارایی در مصرف انرژی دارند، باعث‌شده که یک رابطه منفی بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران وجود داشته باشد. این یکی از دلایلی است که اسکولی[1] (۲۰۰۷) نیز به آن اشاره کرده‌است.

۲. دلیل دیگر، رابطه منفی می‌تواند قیمت پایین فرآورده‌های نفتی در ایران باشد که باعث جانشین‌سازی ناکارای این فرآورده‌ها به جای سایر عوامل تولیدشده که این نیز با افزایش مصرف این فرآورده‌ها، بهره‌وری آنها کاهش یافته‌است.

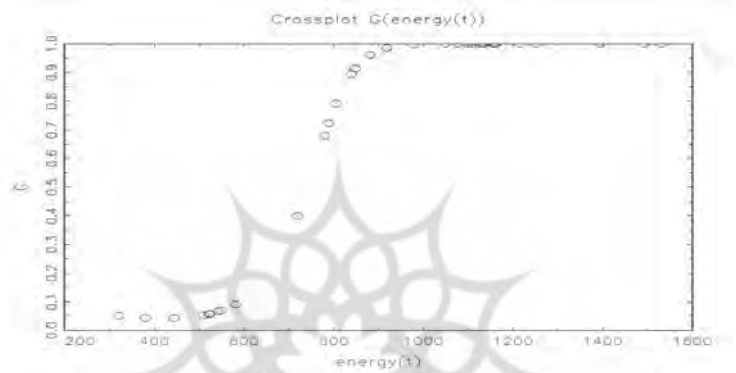
نکته دیگر مربوط به وجود رابطه منفی شدیدتر در نظام اول نسبت به نظام دوم است که با توجه به اینکه نظام دوم شامل دوره ۱۳۵۳-۱۳۶۲ است و در این دوره، کشور هم انقلاب و هم ۴ سال جنگ را تجربه کرده‌است، بنابراین، این نتایج چندان دور از انتظار هم نمی‌باشد.

مرحله سوم و به عبارتی مرحله پس از برآورد مدل، مرحله ارزیابی مدل است. این قسمت را با تحلیل گرافیکی آغاز می‌کنیم. همان طور که از نمودار ۴ هم پیداست، به طور کلی ویژگی‌های یک مدل $LSTR۲$ تأمین شده است. اولاً: $\lim_{n\to\infty} G = ۱$ تامین شده است، ثانیاً: کمترین تابع G حدوداً در اطراف ۴۰۰ هزار بشکه در روز است و انتظار اینکه کمترین تابع $LSTR۲$ بین صفر و یک باشد، برآورده شده است، ثالثاً: انتقال بین نظام‌ها دو بار اتفاق افتاده که اولین انتقال در سطح ۸۱ هزار بشکه و انتقال دوم در سطح ۷۴۲ هزار بشکه در روزاتفاق افتاده است.

1. Squalli

در مرحله ارزیابی، علاوه بر تحلیل گرافیکی به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله برآورد نیز می‌پردازیم. اولین آزمون مورد بررسی آزمون نبود خطای خود همبستگی است. ارزش احتمال آماره F این آزمون برای ۸ وقفه به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۲۳، ۰/۳۸، ۰/۵۷، ۰/۵۹، ۰/۸۱، ۰/۱۱ و ۰/۲۶ برآورد شده است. بر اساس این ارزش احتمال‌ها فرضیه صفر این آزمون مبنی بر نبود خطای خودهمبستگی برای تمامی وقفه‌ها در سطح اعتماد ۹۵ درصد تأیید شده است.

نمودار ۴. نمودار تابع لاجستیک مربوط به تغییر نظام



دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. با توجه به مقدار F برآوردشده (۰/۳۳۹) این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اعتماد ۹۵ درصد تأیید می‌شود. لذا مدل به طور کلی توانسته رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

آزمون مورد بررسی سوم، آزمون ثابت‌بودن پارامترها در نظام‌های مختلف است. ارزش احتمال آماره F این آزمون برای تابع انتقال H_2، ۰/۰۴ برآوردشده که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۵ درصد رد می‌شود.

افزون بر این آزمون‌های اصلی در مدل *STR* می‌توان آزمون‌های *ARCH-LM* و آزمون *Jarque-Bera* را نیز به ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال‌نبودن باقیمانده‌ها به کار برد. براساس آزمون *ARCH-LM*، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۵۹ برآورد شده است. بر اساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها فرضیه صفر این آزمون

مبنی بر نبود ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیونی (*ARCH*) در سطح اعتماد ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. در ضمن، براساس آماره *Jarque-Bera* فرضیه صفر مبنی بر نرمال‌بودن پسماندها در سطح اعتماد ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

به طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی برآورد شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در این پژوهش با استفاده از رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (*STR*) به بررسی تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی ایران بر پایه فرضیه‌های رشد اقتصادی و با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۶ پرداختیم. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد:

۱. رابطه بین مصرف فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی در ایران در دوره مورد مطالعه غیرخطی بوده و دارای یک ساختار دو نظامی است. نظام اول شامل سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۶۲ و نظام دوم دوره ۱۳۶۳-۱۳۸۶ را شامل می‌شود.

۲. بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی در هر دو نظام رابطه منفی وجود داشته است. بنابراین، فرضیه‌های رشد اقتصادی مبتنی بر وجود یک رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی برای ایران رد می‌شود.

۳. شدت این رابطه منفی در نظام اول نسبت به نظام دوم بزرگتر است.

با توجه به وجود رابطه منفی بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی توصیه می‌شود:

۱. سیاست‌های افزایش مصرف فرآورده‌های نفتی برای تحریک رشد اقتصادی ایران مناسب نیست (به دلیل رد فرضیه‌های رشد). بنابراین، کاهش در مصرف فرآورده‌های نفتی در بخش‌هایی که ناکارایی در مصرف انرژی دارند، می‌تواند با آزادسازی منابع انرژی برای مصرف در بخش‌های جدید و یا حتی صادرات باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی شود.

۲. از مصرف بی‌رویه این منبع انرژی در بخش‌های ناکارا جلوگیری به عمل آمده و در جهت استفاده بهینه از آن برنامه‌ریزی صحیح به عمل آید. این امر زمانی برجسته‌تر می‌شود که تأثیرگذاری منفی مصرف فرآورده‌های نفتی بر محیط زیست را نیز در تصمیم‌گیری‌ها لحاظ نماییم.

منابع

الف- فارسی

آرمن، سیدعزیز و روح‌الله زارع (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۱»، فصل‌نامه پژوهشهای اقتصادی ایران، شماره ۲۴، صص. ۱۱۵-۱۴۲.

آماده، حمید، مرتضی، قاضی و زهره، عباسی‌فر (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران»، شماره ۸۶، صص. ۱-۳۸.

ابریشمی، حمید و آذر مصطفایی (۱۳۸۰)، «بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران»، مجله دانش و توسعه، شماره ۱۴، صص. ۱۱-۴۵.

اندرس، والتر (۱۳۸۶)، «اقتصادسنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی»، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، تهران.

بهبودی داود، حسین، اصغر پور و محمدحسن، قزوینیان (۱۳۸۸)، «شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۶-۱۳۴۶)»، فصل‌نامه پژوهشهای اقتصادی، سال نهم، شماره سوم، صص. ۵۳-۸۴.

بهبودی، داود، محمدعلی، متفکر آزاد و افشین، خلیل پور (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۸۳-۱۳۴۶»، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، سال ششم، شماره ۲۲، صص. ۱۳-۳۴.

قبادی، نسرین (۱۳۷۶)، «بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران»، همایش ملی انرژی ایران.

نجارزاده، رضا و اعظم، عباس محسن (۱۳۸۳)، «رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران»، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲، صص. ۶۱-۸۰.

ب- انگلیسی

Adnan Hye, Q. M. and S. Riaz (2008), "Causality between Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Pakistan", *The Lahore Journal of Economics*, vol. 13 (2), pp. 45-58.

Apergis, N. and J.E. Payne (2009), "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States", *Energy Economics*, vol. 31, pp. 211–216.

Belke, A., C. Dreger and F.D. Haan (2010), "Energy Consumption and Economic Growth –New Insights into the Cointegration Relationship", *Ruhr Economic Papers*, pp. 1-22.

Cheng, S.B. and T.W. Lai (1997), "An Investigation of Cointegration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan Province of China", *Energy Economics*, vol. 19, pp. 435– 444.

Chontanawat, J., L.C. Hunt and R. Pierse (2008), "Does Energy Consumption Cause Economic Growth? Evidence from a Systematic Study of over 100 Countries", *Journal of Policy Modeling*, vol. 30, pp. 209–220.

Chontanawat, J., L.C. Hunt and R. Pierse (2006), "Causality between Energy Consumption and GDP: Evidence from 30 OECD and 78 Non-OECD Countries", Surrey Energya Economics Discussion Paper Series 113.

Erbaykal, E. (2008), "Disaggregate Energy Consumption and Economic Growth: Evidence From Turkey", *International Research Journal of Finance and Economics*, vol. 20, pp. 173-180.

Gelo, T. (2009), "Causality between Economic Growth and Energy Consumption in Croatia", *Original Scientific Paper*, vol. 27 (2), pp. 327-348.

Glasure, Y.U. (2002), "Energy and National Income in Korea: further Evidence on the Role of Omitted Variables", *Energy Economics*, vol. 24, pp. 355–365.

Hwang, D.B.K. and B. Gum (1992), "The Causal Relationship between Energy and GNP: the Case of Taiwan", *Journal of Energy and Development*, vol. 16, pp. 219–226.

Kraft, A. and J. Kraft (1978), "On the Relationship between Energy and GNP", *Journal of Energy Development*, vol. 3, pp. 401–403.

Lise, W. and K.V. Montfort (2007), "Energy Consumption and GDP in Turkey: Is there Aco-Integration Relationship?", *Energy Economics*, vol. 29 , pp. 1166–1178.

Nachane, D.M. , R.M. Nadkarni and A.V. Karnik (1988), "Cointegration and Causality Testing of the Energy–GDP Relationship: a Cross-Country Study", *Applied Economics*, vol. 20, pp. 1511–1531.

Nondo, C., M.S. Kahsai and P.V. Schaeffer (2010), "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from COMESA Countries", *RESEARCH PAPER*, pp. 1-20.

Oh, W. and K. Lee (2004), "Causal Relationship between Energy Consumption and GDP: the Case of Korea 1970–1999", *Energy Economics*, vol. 26 (1), pp. 51–59.

Rufael, Y.W. (2006), "Electricity Consumption and Economic Growth: A Time Series Experience for 17 African Countries", *Energy Policy*, vol.

34, pp.1106–1114.

Squalli, J. (2007), "Electricity Consumption and Economic Growth: Bounds and Causality Analyses of OPEC Countries", *Energy Economics*, vol. 29, pp. 1192–1205.

Stern, D.I. (2000), "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy", *Energy Economics*, vol. 22, pp. 267–283.

Ter¨asvirta, T. (2004), "Smooth Transition Regression Modelling, in H. L¨utkepohl and M. Kratzig (eds); Applied Time Series Econometrics", Cambridge University Press, Cambridge, 17.

Tsani, Stela Z. (2009), "Energy Consumption and Economic Growth: A Causality Analysis for Greece", *Energy Economics*, pp. 1-9.

Van Dijk, D., T. Trasvirta and P.H. Franses (2000), "Smooth Transition Autoregressive Models-a Survey of Recent Developments", *Econometric Reviews*, vol. 21, pp. 1-47.

Yang, H.Y. (2000), "A note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan", *Energy Economics*, vol. 22, pp. 309–317.

Zou, G. and K.W. Chau (2005), "Short and Long Run Effects Between Oil Consumption and Economic Growth in China", *Energy Policy*, Article in Press.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی