فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی
سال اول، شماره ۱، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۲۱۱-۱۸۹

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران

دکتر محمدحسن فطرس* و رضا معبودی**

تاریخ دریافت: ۲۰ آبان ۱۳۸۸ تاریخ پذیرش: ۳۰ آذر ۱۳۹۰

این پژوهش به بررسی وجود و جهت علیت گرانجری بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در دوره زمانی ۱۳۸٤-۱۳۵۰ ایران می‌پردازد. برای این منظور، الگوی چند متغیره‌ای شامل رشد اقتصادی، مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسیدکربن، موجودی سرمایه، نیروی کار و جمعیت شهرنشین را به‌کار می‌گیرد. سپس، با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی تودا-یاماموتو به تعیین علیت بین متغیرها می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهند رابطه علیت دوطرفه‌ای بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسیدکربن وجود دارد. همچنین، رابطه‌ای علی از مصرف انرژی به نشر دی‌اکسیدکربن یافت می‌شود. وجود رابطه کوهانی شکل بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسیدکربن نشان می‌دهد که فرضیه زیست‌محیطی (کوزنتس) در کشور ایران صادق است.

واژه‌های کلیدی: منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، رشد اقتصادی، آلودگی هوا، مصرف انرژی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: Q53، Q43، O53.

۱. مقدمه

رشد اقتصادی تولید آلودگی می‌کند که آسیب و خسارت‌های زیست‌محیطی را به همراه دارد. افزایش گازهای گلخانه‌ای و ارتباط آن با افزایش دمای زمین که نتیجه آلودگی هوا است، از مسائل مهم زیست‌محیطی به شمار می‌روند.[۱] مطالعات متعددی درباره رابطه نشر گازهای گلخانه‌ای

* دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا Fotros@basu.ac.ir
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا r.maaboud@basu.ac.ir
۱. برنامه توسعه سازمان ملل (۱۳۹۰)

و رشد اقتصادی صورت گرفته‌اند که به‌ویژه از اوایل دهه ۱۹۹۰ به طرح *فرضیه‌ای* منتهی شده است که با استعاره گرفتن از فرضیه حاصل از مطالعه سیمون کوزنتس[1] (که رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را کوهانی شکل معرفی کرده است) به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس معروف شده است. فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، به‌دست آمده از برخی بررسی‌هایی است که بیشتر از دهه ۱۹۹۰ میلادی آغاز شدند و به چگونگی ارتباط بین سطح درآمد یک کشور و میزان آسیب زیست‌محیطی احتمالی آن کشور می‌پردازد. مفهوم منحنی زیست‌محیطی کورنتس، اولین بار در دهه ۱۹۹۰ و همزمان با مطالعه اثرات بالقوه انعقاد موافقت‌نامه تجارت آزاد آمریکای شمالی[2] بر محیط‌زیست توسط گروسمن و کروگر[3] و همچنین مطالعه شفیک و باندیوپادهیای[4]، (که در گزارش توسعه جهانی سال ۱۹۹۲ منتشر شد) پدیدار شد. در گزارش توسعه جهانی سال ۱۹۹۲ اشاره شده است:

«در صورتی که تکنولوژی، سلایق و سرمایه‌گذاری در محیط‌زیست ثابت در نظر گرفته شود، افزایش گسترده فعالیت‌های اقتصادی، بدون تردید منجر به تخریب محیط زیست خواهد شد. همچنین با افزایش درآمد سرانه، تقاضا برای افزایش سطح کیفی محیط زیست و سرمایه‌گذاری در محیط زیست افزایش می‌یابد. بنابراین، نمی‌توان گفت که رشد اقتصادی به‌طور حتم منجر به نابودی محیط زیست می‌شود».[5]

کوزنتس (۱۹۵۵) در مطالعه‌ای با بررسی داده‌های سری زمانی رشد اقتصادی و توزیع درآمد کشورهای صنعتی به این نتیجه رسید که در مسیر رشد اقتصادی، رابطه بین درآمد سرانه و نابرابری درآمد در این گروه از کشورها، به شکل Uی وارون است. در دهه ۱۹۹۰، با مشاهده شواهدی مبنی بر وجود رابطه بین شاخص‌های تخریب محیط زیست و درآمد سرانه، از نام منحنی کوزنتس در مطالعات مربوط به آلایندگی و مبحث کیفیت محیط زیست استفاده شد و به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) معروف شد.[6]

فرضیه یادشده این ارتباط را کوهانی شکل بیان می‌کند. به این معنی که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست افزایش می‌یابد و با بهبود شرایط اقتصادی و اجتماعی در تداوم

---

1. Simon Kuznets
2. North American Free Trade Agreement (NAFTA)
3. Grossman and Krueger (1991)
4. Shafik and Bandyopadhyay (1992)
5. *International Review of Bipolar Disorders* IRBD (1992), pp. 38-39
۶. برقی اسکویی (۱۳۸۷) ص.۳

رشد درآمد، آسیب زیست‌محیطی کاهش می‌یابد. مطالعات تجربی برای بررسی فرضیه کوهانی شکل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را می‌توان به وسیله سه رویکرد مختلف از هم بازشناخت. رویکرد اول، ارتباط‌های احتمالی آلودگی‌های زیست‌محیطی و تولید اقتصادی را در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس اولیه تبیین می‌کند. بیشتر مطالعات دهه ۱۹۹۰ یعنی آغاز رواج اصطلاح «منحنی زیست‌محیطی کوزنتس» در قالب این رویکرد بوده است. رویکرد دوم که در مطالعات اقتصاد انرژی رواج داشته و دارد، از جمله معطوف به بررسی رابطه علی بین رشد درآمد و رشد مصرف انرژی بوده که سپس در فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، با در نظر گرفتن مصرف انرژی، مورد استفاده گسترده‌ای پیدا کرده است. ادبیات اقتصادی، حاکی از وجود ارتباط قوی بین سطح فعالیت‌های اقتصادی (رشد اقتصادی) و مصرف انرژی است. زیرا انرژی به عنوان نیروی محرکه اکثر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی، جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی دارد. استرن[1]، به نقل از اقتصاددانان اکولوژیک مانند نیر و آیرس[2] بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است. به‌طوری که از نظر آنها، نیروی کار و سرمایه عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند.[3] پیندیک[4] معتقد است اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به نظر آنها، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید به‌کار می‌رود، افزایش قیمت آن (با کاهش مصرف انرژی) بر امکانات و میزان تولید اثر خواهد گذاشت و تولید ملی را کاهش می‌دهد. این رویکرد اشاره دارد که رشد اقتصادی خیلی شدید با مصرف انرژی در ارتباط است و رشد اقتصادی بالاتر نیازمند مصرف انرژی بیشتر است. همچنین، کارایی بیشتر در مصرف انرژی، نیازمند سطح بالایی از رشد اقتصادی است.

پس ممکن است که ابتدا نتوان جهت علیت را در این حلقه ارتباطی مشخص کرد.[5] مایر و کنت[6]، ارتباط بین مصرف انرژی و تخریب محیط زیست را به این صورت شرح می‌دهند: «پس از انقلاب صنعتی با استفاده بیشتر از انرژی، متوسط بهره‌وری نیروی کار افزایش یافت. انرژی هم‌چنین از طریق تأثیرهای آلوده‌کننده سوخت‌های فسیلی، باعث تخریب محیط زیست شده و در

1. Stern
2. Nair and Ayres

۳. خلیل‌پور (۱۳۸۵)

4. Pindyck (1979)
5. Yang (2000), Mehrara (2007), Belloumi (2009) and Pao (2009)
6. Myer and Kent

نتیجه سیاست انرژی و سیاست محیط زیست ارتباط نزدیکی با هم دارند؛ زیرا بیشتر انتشار گازهای گلخانه‌ای جهان به صورت گاز دی‌اکسیدکربن است که نتیجه استفاده از سوخت‌های فسیلی است. پس بخش انرژی، بیشترین سهم را در مسائل تغییر شرایط محیط زیست دارد».[1]

رویکرد سوم، تلفیقی از رویکردهای اول و دوم است که روابط بین دوره‌ای درآمد، مصرف انرژی و محیط زیست را موضوع مطالعه خود قرار می‌دهد. این رویکرد بررسی ارتباطات بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی‌های زیست‌محیطی را آسان می‌کند. در این راستا، محققانی مانند آنگ (۲۰۰۷)، سویتاس و همکاران[2]، از این رویکرد استفاده کردند. مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که مصرف انرژی اثر مستقیمی روی سطح آلودگی زیست‌محیطی دارد. روابط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی که در ابتدا نامعلوم است، باید بررسی و تعیین و تبیین شوند. بحث‌های بالا به روشنی اهمیت ارتباط بین دو رویکرد اول و دوم را نشان می‌دهد. بنابراین، برای تخمین‌های دقیق‌تر لازم است که این دو رشته ارتباطی، با هم بررسی و تلفیق شوند. جدول ۱ این سه رویکرد را خلاصه می‌کند:

جدول ۱. رویکردهای گوناگون برای بررسی روابط درآمد ملی، محیط زیست و مصرف انرژی

رویکرد	متغیرها	روابط
اول	محیط‌زیست و رشد اقتصادی	منحنی زیست‌محیطی کوزنتس
دوم	درآمد و مصرف انرژی	رابطه علی بین درآمد و مصرف انرژی
سوم	تلفیق رویکرد اول و دوم	روابط بین دوره‌ای درآمد، مصرف انرژی و محیط زیست

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ایران به دلیل داشتن منابع فراوان انرژی، رشد فزاینده مصرف انرژی (به‌ویژه سوخت‌های فسیلی) و همچنین به لحاظ پایین بودن سطح تکنولوژی دوست‌دار محیط‌زیست، با مسائل زیست‌محیطی روبرو است. بنابراین، بررسی وضعیت آلودگی هوا، مصرف انرژی و ارتباط آن‌ها در طی رشد اقتصادی دارای اهمیت است. بر این اساس، پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد سوم گفته شده در جدول ۱، به مطالعه چگونگی و جهت رابطه بین نشر دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران می‌پردازد. برای بررسی ارتباط علی بین متغیرها، به‌پیروی از کار ژانگ و

1. Shim (2006)
2. Soytas, *et al* (2007)

چنگ (۲۰۰۹)، از رویکرد تودا-یاماموتو، استفاده می‌شود. سپس، فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس بین انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی بررسی می‌شود. داده‌های پژوهش سالیانه است. برای احتراز از تورش در تصریح الگو و تبیین شکل تبعی آن علاوه بر داده‌های نشر دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی از داده‌های سرمایه، نیروی کار و جمعیت شهرنشین در طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ استفاده شده است.

ساماندهی مقاله چنین است که پس از مقدمه‌ای که گفته شد، در بخش دوم پیشینه تحقیق مرور می‌شود. بخش سوم، مبانی نظری الگو، بخش چهارم برآورد الگو و بحث و استنتاج را دربر دارند. در پایان نتیجه‌گیری انجام می‌گیرد و پیشنهادی برای پژوهش‌های آتی ارائه می‌کند.

۲. پیشینه پژوهش

امکان درمان مشکل تخریب محیط زیست (یا دست‌کم ثابت نگه‌داشتن کیفیت موجود آن) به وسیله رشد اقتصادی، قسمتی از بحث توسعه پایدار بود که در سال ۱۹۸۷ و توسط کنفرانس جهانی محیط زیست و توسعه[1] طرح شد.[2] بعد از آن، بانک جهانی در گزارش توسعه جهانی سال ۱۹۹۲ این ایده را شناخته‌شده‌تر کرد. در این گزارش آمده است: «در حین افزایش درآمد کشورها، منابع موجود برای سرمایه‌گذاری در بهبود کیفیت محیط زیست و در نتیجه تقاضا برای آن افزایش می‌یابد».[3] بعد از انجام فعالیت‌های گفته شده، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در اوایل دهه ۱۹۹۰ مطرح شد و از اولین مطالعات، در مورد بررسی آن می‌توان به گروسمن و کروئگر[4] اشاره کرد. شفیق و باندویوپادیای[5] در مطالعه ۱۵۳ کشور برای دوره ۱۹۶۱تا ۱۹۸۶ نتوانستند شواهدی از تأیید منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بیابند. این دو مطالعه از نخستین مطالعات در زمینه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس محسوب می‌شوند. مقالات هولتز- ایکن و سلدن[6] برای ۱۰۸ کشور در دوره ۱۹۵۱تا ۱۹۸۶ و سنگوپتا[7] برای ۱۶ کشور توسعه‌یافته و تعدادی از کشورهای در حال توسعه فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس را تأیید کردند. کول و همکاران[8] تکنولوژی، جمعیت و تجارت را

1. World Commission on Environment and Development

۲. فطرس (۱۳۸۵)

3. IBRD (1992), p. 39
4. Grossman and Krueger (1991)
5. Shafik and Bandyopadhyay (1992)
6. Holtz-Eakin and Selden (1995)
7. Sengupta (1996)
8. Cole, *et al* (1997)

وارد الگوی زیست‌محیطی کوزنتس کردند و برای ۷ ناحیه از جهان در طی دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۲ به منحنی کوهانی شکل دست یافتند. آگراس و چپمن[1] با اطلاعات درآمد، نشر دی‌اکسیدکربن، قیمت و حجم تجارت برای دوره ۱۹۷۱ تا ۱۹۸۹ در ۳۴ کشور به شکل Uی واژگون نرسیدند. فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کار پانایوتو[2] با داده‌های درآمد، نشر دی‌اکسیدکربن، حجم تجارت، ذخیره سرمایه و جمعیت در طول ۱۸۷۰ تا ۱۹۹۴ برای ۱۷ کشور توسعه‌یافته تأیید شد. هیرینک و همکاران[3] با داده‌های ۱۵۳ کشور و متغیر نابرابری به شکل کوهانی رسیدند.

بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بدون بررسی جهت علیت بین متغیرها، نتایج قابل اعتمادی را دربر نخواهد داشت.[4] ژانگ و چنگ[5] با استفاده از رویکرد تودا و یاماموتو به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، نشر دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی در چین پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن علت گرنجری رشد اقتصادی آن کشور نبوده است.

از مطالعاتی که در ایران انجام شده است می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: برقی اسکویی (۱۳۸۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی‌اکسیدکربن) در منحنی زیست‌محیطی کوزنتس» به بررسی رابطه بین درآمد سرانه و شاخص‌های آزادسازی تجاری با میزان انتشار دی‌اکسیدکربن، در چهار گروه از کشورهای با درآمد سرانه پایین، با درآمد سرانه متوسط پایین، با درآمد سرانه متوسط بالا و با درآمد سرانه بالا پرداخته است. نتایج این مقاله حاکی است که هم در کشورهای با درآمد سرانه بالا و هم در کشورهای با درآمد سرانه متوسط به بالا، رابطه بین نشر دی‌اکسیدکربن و درآمد سرانه منفی است. اما، در کشورهای دیگر این رابطه مثبت است. همچنین، آلایندگی بالای الگوی تجاری کشورهای با درآمد سرانه پایین نسبت به کشورهای با درآمد سرانه بالا تأییدکننده فرضیه پناهگاه آلایندگی و مکان‌یابی مجدد صنایع آلاینده در کشورهای در حال توسعه است. پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶)، درمطالعه‌ای اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا را در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ۶۷ کشور با گروه‌های درآمدی متفاوت (شامل ایران) آزمون کرده‌اند. بدین منظور، اثر رشد اقتصادی، جمعیت شهری، قوانین زیست‌محیطی، تعداد خودرو و

1. Agras and Chapman (1999)
2. Panayotou (2000)
3. Heerink, *et al* (2001)
4. Soytas, *et al* (2007)
5. Zhang, X-P and X-M. Cheng (2009)

درجه باز بودن اقتصاد را بر میزان آلودگی هوا در بررسی خود لحاظ کرده‌اند. نتایج ایشان، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را تأیید کرده است. پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷)، در مطالعه‌ای درستی فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، برای خاور میانه شامل سیزده کشور از جمله ایران را آزمون کردند. الگوی ساده، فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای نمونه تحت بررسی را تأیید کرده است.

۳. مبانی نظری الگو

جهت بررسی ارتباط بین نشر آلودگی و رشد اقتصادی ایران در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، باید دید که آیا ارتباطی بین متغیرهای فرضیه وجود دارد یا خیر.[۱] بنابراین، نخست باید موضوع وجود یا وجود نداشتن رابطه بین متغیرها بررسی شود. در بیشتر مطالعات برای تعیین علیت، از آزمون عّیت گرنجر به عنوان راه حل کلیدی استفاده شده است. اما برای آزمون عّیت، از روش‌های دیگری نیز استفاده می‌شود.

روش‌شناسی مطالعات انجام شده را می‌توان به چهار گروه اصلی دسته‌بندی کرد: گروه نخست، روش‌شناسی است که توسط گرنجر (۱۹۶۹) و سیمز (۱۹۷۲) به‌کار گرفته شده است. گروه دوم، تکنیک هشیائو (۱۹۸۱) است که آزمون عّیت گرنجر را با ترکیب کردن معیار آکائیک و معیار خطای پیش‌بینی نهایی گسترش داد. گروه سوم، مطالعات روش‌شناسی هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطا است. گروه چهارم، مربوط به آزمون علیت تودا- یاماموتو[۲] است.

روش تودا- یاماموتو مشکلاتی نظیر قدرت پایین آزمون‌های ریشه واحد و عدم قابلیت اطمینان آزمون‌های هم‌انباشتگی در نمونه‌های کوچک برطرف می‌کند.[۳] تودا و یاماموتو برای بررسی رابطه علیت، از الگوی خودبازگشت برداری تعدیل‌شده استفاده می‌کنند. این روش چهار مرحله دارد: در مرحله اول، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، مرتبه ایستایی و درجه انباشتگی (d) هر متغیر مشخص می‌شود. در مرحله دوم، تعداد وقفه‌های بهینه الگوی خودرگرسیون برداری (ρ) تعیین می‌شود. در مرحله سوم، الگوی خودرگرسیونی برداری با وقفه انباشته ($\rho + d$) به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

۱. رائو (۱۳۸۵)، ص. ۱۶۲

2. Toda-Yamamoto (1995)
3. Payne (2008)

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{p} \mu_i Y_{t-i} \qquad (1)$$

که در آن X_t بردار متغیرهای الگو است. سپس، آزمون‌های تبیین برای هر معادله صورت می‌گیرد. در مرحله چهارم، آزمون والد[1] روی ضرایب وقفه بهینه اجرا می‌شود. به وسیله این فرآیند، نوع و جهت علیت بین روابط تعیین می‌شود. آزمون گفته شده مشخص می‌کند که آیا ارتباط بین متغیرها یک‌طرفه است یا دوطرفه. همچنین، در صورت یک‌طرفه بودن ارتباط، جهت علیت را نیز مشخص می‌کند. آزمون والد، برخلاف آزمون علیت گرنجری مشکل عمده کم شدن درجه آزادی و نیاز به حجم نمونه زیاد را ندارد. با فرض اینکه مقدار ρ و d برابر با ۲ باشد، معادله خودرگرسیونی برداری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1.} \\ \alpha_{2o} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \qquad (2)$$

در این مدل اگر ضرایب $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ باشند می‌توان این فرضیه را که X_2 علت گرنجر X_1 نیست را آزمون کرد. آماره آزمون برای آزمودن فرض صفر، آماره والد با توزیع χ^2 و درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. چنانچه نتایج آزمون والد در رویکرد تودا-یاماموتو به وجود علیت از تولید ناخالص داخلی به نشر دی‌اکسیدکربن دلالت داشته باشد، در این صورت فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

٤. برآورد الگو، بحث و استنتاج

داده‌های این پژوهش سالانه است و دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۰ را دربر می‌گیرد. برای آلودگی هوا از داده‌های نشر دی‌اکسیدکربن (دی‌اکسیدکربن) که توسط اداره اطلاعات انرژی[2] ایالات متحده منتشر می‌شود، استفاده شده است. برای متغیر مصرف انرژی (EC) از داده‌های مصرف انرژی برحسب واحد حرارتی بریتانیایی[3] که EIA منتشر می‌کند، استفاده شده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی[4] و موجودی سرمایه (K) به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و جمعیت شهرنشین (UPOP)

1. Wald
2. Energy Information Administration (EIA)
3. British Thermal Unit (BTU)
4. Gross Domestic Production

و نیروی کار (LF) از بانک مرکزی جمهوری اسلامی گرفته شده‌اند. آمار مربوط به موجودی سرمایه از سال ۱۳۵۳ به صورت سالانه در این مأخذ موجود است. نیروی کار برای دوره زمانی مورد نظر براساس جمعیت فعال[1] تعریف شده است. در اولین مرحله از روش تودا- یاماموتو، مانایی متغیرها بررسی می‌شود. داده‌های سری زمانی در تجزیه و تحلیل روابط، به‌ویژه روابط علی، از اهمیت به‌سزایی برخوردارند. از خصوصیات مهم داده‌های سری زمانی، مانایی است. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF)، پرون- فیلیپس[3] و کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین[4] در حالت وجود عرض از مبدأ (C) و هم در حالت وجود عرض از مبدأ و روند (C+T) استفاده می‌شود. جدول ۲ خلاصه نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. طول وقفه بهینه در آزمون ریشه واحد دیکی- فولر براساس معیار اطلاعاتی آکاییک[5] (AIC) انتخاب شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته، پرون-فیلیپس و کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین

سطوح	متغیر	آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)	آزمون فیلیپس-پرون (PP)	آزمون کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS)
عرض از مبدأ (سطح)	CO۲	۱/۸۴۳۹۹۱	۴/۶۰۰۵۱۳	۱/۱۵۲۵۴۴
عرض از مبدأ (سطح)	EC	۳/۴۹۷۷۶۰	۷/۶۸۰۲۲۵	۱/۷۵۰۱۵۰
عرض از مبدأ (سطح)	GDP	۰/۴۳۱۸۹۰	۰/۴۳۶۰۲۳	۱/۰۱۸۵۸۶
عرض از مبدأ (سطح)	K	۲/۳۴۸۳۰۲	۱۳/۳۵۸۹۹	۱/۲۱۱۱۰۸
عرض از مبدأ (سطح)	LF	۲/۹۳۸۵۲۵	۵/۱۵۳۶۴۲	۱/۲۳۳۳۲۷
عرض از مبدأ (سطح)	UPOP	۰/۴۱۴۸۳۰	۲/۳۶۸۱۴۸	۱/۲۶۱۵۳۴
روند و عرض از مبدأ (سطح)	CO۲	-۰/۳۸۲۹۰۴	۱/۵۴۴۶۵۷	۰/۲۹۴۶۱۵
روند و عرض از مبدأ (سطح)	EC	۱/۳۹۹۶۴۷	۳/۴۵۳۸۳۸	۰/۴۰۷۳۰۹
روند و عرض از مبدأ (سطح)	GDP	-۱/۲۰۹۹۳۹	-۰/۷۴۴۳۰۲	۰/۲۴۵۶۱۸
روند و عرض از مبدأ (سطح)	K	-۰/۷۰۰۰۸۳	۸/۷۷۵۲۷۷	۰/۳۰۴۷۳۸
روند و عرض از مبدأ (سطح)	LF	۱/۶۷۱۵۸۵	۳/۲۶۲۱۶۸	۰/۲۸۴۷۴۶
روند و عرض از مبدأ (سطح)	UPOP	-۳/۱۷۸۲۴۵	*-۳/۵۷۲۰۹۱	۰/۱۷۵۰۲۵
عرض از مبدأ (تفاضل ۱)	CO۲	-۲/۵۴۲۹۸۹	-۴/۸۷۷۹۲۵	۰/۴۴۳۷۴۲
عرض از مبدأ (تفاضل ۱)	EC	-۲/۵۶۳۵۷۸	-۴/۹۳۵۷۶۲	۰/۸۴۴۲۶۵
عرض از مبدأ (تفاضل ۱)	GDP	-۳/۷۱۹۷۵۶	*-۳/۰۲۵۶۸۷	۰/۲۱۳۶۶۱
عرض از مبدأ (تفاضل ۱)	K	۳/۰۰۱۳۷۰	۵/۶۸۹۷۰۴	۱/۰۸۸۶۳۶

۱. آن بخش از افراد بالای ۱۰ سال که هم توانایی انجام کار و هم تمایل انجام کار را دارند.

2. Adjusted Dickey- Fuller Test
3. Phillips-Perron
4. Kwiatkowski, *et al*
5. Akaike Information Criterion

ادامه جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته، پرون-فیلیپس و کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین

آزمون کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS)	آزمون فیلیپس-پرون (PP)	آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)	متغیر	سطوح
۰/۸۲۵۷۵۸	-۲/۴۸۲۸۰۲	-۱/۳۸۹۳۰۶	LF	عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۵۷۹۹۶۱	-۲/۳۶۹۷۱۵	-۲/۵۱۳۰۳۵	UPOP	عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۰۶۸۵۷۳	-۶/۳۸۱۹۲۷	-۴/۴۴۶۸۰۸	CO۲	روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۱۰۴۹۲۴	-۶/۴۱۳۹۵۳	-۴/۲۳۱۹۹۳	EC	روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۰۹۱۱۲۵	-۳/۴۶۹۲۶۸	*-۴/۲۵۶۱۳۶	GDP	روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۳۱۳۶۸۸	۰/۲۵۵۲۸۵	-۰/۰۱۲۰۶۲	K	روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۱۴۶۰۶۶	*۳/۶۸۷۳۴۴	-۲/۵۹۶۸۱۸	LF	روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۱۶۹۵۴۰	-	-۲/۲۶۴۶۴۳	UPOP	روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱)
۰/۰۴۳۱۷۲	-	-۵/۰۲۰۳۴۰	CO۲	عرض از مبدأ (تفاضل ۲)
۰/۰۴۰۹۲۱	-	-۷/۱۰۹۹۶۱	EC	عرض از مبدأ (تفاضل ۲)
-	-	-	GDP	عرض از مبدأ (تفاضل ۲)
۱/۰۳۶۵۸۱	-۲/۳۲۳۰۵۴	-۱/۰۸۶۹۶۳	K	عرض از مبدأ (تفاضل ۲)
۰/۰۵۱۴۳۴	-۱۵/۱۲۹۶۵	-۴/۶۹۹۶۹۴	LF	عرض از مبدأ (تفاضل ۲)
۰/۱۷۷۷۸۴	-	*-۳/۲۸۹۶۹۴	UPOP	عرض از مبدأ (تفاضل ۲)
-	-	-	CO۲	عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲)
-	-	-	EC	عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲)
-	-۱۲/۵۱۹۶۳	-	GDP	عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲)
۰/۱۰۴۹۷۹	-۵/۳۰۹۵۳۸	*-۲/۵۹۶۸۱۸	K	عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲)
۰/۰۴۶۹۵۰	-	-۴/۷۵۵۵۶۳	LF	عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲)
۰/۰۷۲۹۸۳	-	-۳/۴۷۲۲۷۶	UPOP	عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲)

* سطح معنی‌داری در ۵٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

رد فرضیه صفر در آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس- پرون، دلالت بر مانا بودن متغیر مورد نظر در سطح معنی‌داری انتخابی دارد که معمولاً بسته به هدف پژوهش می‌تواند ۵٪ یا ۱٪ باشد. اما، درآزمون کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین عدم رد فرضیه صفر، دلالت بر مانایی متغیر دارد. جهت آزمون ریشه واحد، متغیرها در دو حالت «با عرض از مبدأ» و «عرض از مبدأ و روند» بررسی شده‌اند. در جدول ۲، برخی متغیرها در تفاضل مرتبه اول و برخی دیگر، در تفاضل مرتبه دوم مانا شده‌اند. جهت مشخص شدن مانایی متغیرها در هر یک از حالات تفاضل مرتبه اول یا دوم از علامت * استفاده شده است. برای نمونه، متغیر دی‌اکسیدکربن در حالت «روند و عرض از مبدأ» دارای درجه انباشتگی یک، و در حالت «عرض از مبدأ» انباشته از درجه دو است. در حالی‌که متغیرهای موجودی سرمایه و نیروی کار در هر دو حالت دارای درجه انباشتگی دو هستند.

٤-١. تعیین درجه انباشتگی

با توجه به جدول ۲، مشاهده می‌شود که برخی از متغیرها دارای درجه انباشتگی (۱) و برخی دیگر دارای درجه انباشتگی (۲) هستند. بنابراین، برای تعیین درجه انباشتگی الگو از روش زیووت و آندریوز[1] استفاده می‌شود. این دو، جهت رفع این مشکل برای هر متغیر، بر پایه تابع روند و نقطه شکست ساختاری، متغیر روشی را معرفی کردند که با استفاده از آن می‌توان درجه انباشتگی را آزمون کرد. ایشان برای آزمون ریشه واحد سه معادله به صورت زیر معرفی کردند:

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در معادلات (۳)، (۴) و (۵)، ΔY_t، c، t و ε بترتیب تفاضل مرتبه اول متغیر، مقدار ثابت معادله، متغیر زمان و جمله خطا را نشان می‌دهد. DU_t تغییرات زمان و مانایی را برای متغیر مورد نظر در سطح و DT_t تغییرات زمان و مانایی را برای متغیر در شیب تابع روند آزمون می‌کند.

1. Zivot and Andrews (1992)

معادله (۳) که به الگوی A معروف است، تغییرات زمان و مانایی را برای متغیر مورد نظر در سطح بررسی می‌کند. معادله (۴) که الگوی B را تشکیل می‌دهد، تغییرات زمان و مانایی را در شیب تابع روند آزمون می‌کند. معادله (۵) نیز که از آن به عنوان الگوی C یاد می‌شود، تغییرات زمان و مانایی را برای متغیر مورد نظر هم در سطح و هم در شیب تابع روند بررسی می‌کند. براساس معادلات فوق، می‌توان مشخص کرد که هر متغیر در کدام‌یک از حالات فوق مانا خواهد شد. برای آن‌که تعیین شود در آزمون شکست ساختاری زیووت و آندریوز، چگونه هر متغیر در حالات سطح، تفاضل مرتبه اول و تفاضل مرتبه دوم به معادلات (A)، (B) و (C) مربوط می‌شود، هر متغیر به صورت تابعی از عرض از مبدأ و زمان در نظر گرفته شده، سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود. در صورتی که در نتایج برآورد، تنها ضریب عرض از مبدأ معنی‌دار باشد، از معادله (A) استفاده می‌شود. همچنین، اگر ضریب زمان در معادله در نظر گرفته شده معنی‌دار باشد تنها از معادله (B) و در صورتی‌که هر دو ضریب عرض از مبدأ و زمان معنی‌دار باشند از معادله (C) برای آزمون شکست ساختاری زیووت و آندریوز استفاده می‌شود. جدول (۳) نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد به روش زیووت و آندریوز را برای متغیرهای مورد نظر خلاصه می‌کند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرها در سطح مانا نیستند و قدرمطلق آماره آن‌ها در سطح ۵٪ از مقدار بحرانی کوچکتر است. اما، با یک‌بار تفاضل‌گیری بیشتر متغیرها مانا شدند. تنها دو متغیر سرمایه و جمعیت شهرنشین برای مانایی نیاز به تفاضل‌گیری مرتبه دوم دارند. بنابراین، به جز سرمایه و جمعیت شهرنشین که هم‌انباشته از درجه دو هستند، بقیه متغیرها دارای هم‌انباشتگی از درجه یک هستند.

جدول ۳. آزمون درجه انباشتگی براساس روش زیووت و آندریوز

	سطح	سال شکست	تفاضل اول	سال شکست	تفاضل دوم	سال شکست
CO۲	-۰/۸۸۳۳۹۹ (C)	۱۹۸۲	-۷/۱۹۸۵۵۷ (B)	۱۹۸۰	-	-
GDP	۰/۱۸۶۸۴۷ (C)	۱۹۸۲	-۶/۰۱۷۵۹۳(C)	۱۹۷۷	-	-
EC	۰/۷۲۵۰۴۰ (C)	۱۹۸۳	-۶/۳۵۱۴۱۸ (A)	۱۹۸۳	-	-
K	-۰/۷۰۰۰۸۳ (C)	۱۹۷۱	۰/۲۳۴۸۱۴ (B)	۱۹۹۹	-۵/۳۱۱۱۰۱ (C)	۱۹۹۸
UPOP	۳/۲۱۸۳۰۶ (C)	۱۹۸۷	-۰/۱۹۰۵۳۵(C	۱۹۸۸	-۵/۸۴۵۹۶۴ (A)	۱۹۸۷
WA	-۰/۰۰۹۹۱۹(B)	۱۹۸۳	-۶/۷۱۷۹۸۱ (B)	۱۹۸۳	-	-
LF	-۰/۶۱۶۸۵۵ (C)	۱۹۹۲	-۳/۶۹۶۵۸۷ (B)	۱۹۹۲	-	-

مأخذ: محاسبات تحقیق

در مرحله دوم، تعداد وقفه‌های بهینه الگو تعیین می‌شود. با استخراج درجه انباشتگی و وقفه‌های بهینه می‌توان ماکزیمم مقدار وقفه بهینه را در روش تودا- یاماموتو تعیین کرد. پیش از تعیین وقفه‌های بهینه، هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی می‌شود. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) بیان کردند که اگر آزمون دیکی فولرتعمیم‌یافته را روی پسماندهای الگو انجام دهیم و سری مانا شود شرط هم‌انباشتگی تأمین می‌شود. با توجه به اینکه متغیرهای سرمایه و جمعیت شهرنشین با دوبار تفاضل‌گیری مانا شدند، پس این دو متغیر دارای درجه انباشتگی I(۲) و متغیرهای دیگر انباشته از درجه I(۱) هستند. از این رو، دیگر آماره t در روش انگل و گرنجر از کارایی لازم برخوردار نخواهد بود. بنابراین، دیگر نمی‌توان از روش معمول انگل و گرنجر استفاده کرد.[۱] از روش‌هایی که برای برخورد با این مشکل پیشنهاد شده است، روش انگستد و همکاران (۱۹۹۷) است. روش انگستد و همکاران دارای دو مرحله است. در مرحله نخست، معادله‌ای به صورت معادله (۶) تعریف می‌شود که درآن متغیر هم‌انباشته از درجه دو تابعی از متغیرهای دارای هم‌انباشتگی از درجه دو و یک و همچنین تابع درجه دومی از روند زمان است.

$$\omega_{۱t} = \alpha_{۰} + \alpha_{۱}t + \alpha_{۲}t^{۲} + \eta_{۲}\omega_{۲t} + \eta_{۳}\omega_{۳t} + \psi_{۱}\Delta\omega_{۲t} + \psi_{۲}\Delta\omega_{۳t} + \sum_{i=۱}^{m}\theta_i\chi_i + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در معادله (۶)، $\omega_{۱}$، $\omega_{۲}$ و $\omega_{۳}$ متغیرهای انباشته از درجه I(۲) و χ_i متغیرهای انباشته از درجه I(۱) هستند. همچنین t متغیری است که روند زمانی را نشان می‌دهد و $\Delta\omega$ تفاضل مرتبه اول متغیرهای انباشته از درجه I(۲) و ε معرف جمله پسماند است. پس از برآورد این معادله، جمله پسماند محاسبه می‌شود. در مرحله دوم، انگستد و همکاران (۱۹۹۷)، براساس جمله پسماند، معادله (۷) را تعریف و برآورد می‌کنند.

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \rho\hat{\varepsilon}_{t-۱} + \sum_{i=۱}^{k}\rho_i\Delta\hat{\varepsilon}_{t-i} + \nu_t \qquad (۷)$$

۱. اندرس (۱۳۸۶)، ج. ۲، ص. ۲۲۵

اگر فرض صفر $\rho = ۰$ رد شود، نتیجه گرفته می‌شود که یک رابطه همگرایی متقابل بین متغیرهای الگو وجود دارد و الگو فاقد مشکل هم‌انباشتگی است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴ مشاهده می‌شود. از محدودیت‌های روش انگستد و همکاران این است که تنها در مواردی به‌کار می‌رود که حداکثر دو متغیردارای انباشتگی از درجه I(۲) باشند. البته در مورد متغیرهای انباشته از درجه I(۱) محدودیتی وجود ندارد.

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی به روش انگستد و همکاران

آماره هالدراپ	-۶/۸۹۸۷۱
سطح بحرانی	
سطح ۱ درصد	۷/۵۲۲-
سطح ۲/۵ درصد	-۷/۱۰۲
سطح ۵ درصد	-۶/۶۲

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۴، نتایج حاصل از برآورد معادله (۷) را خلاصه کرده است. همانگونه که مشاهده می‌شود، مقدار معنی‌داری ضریب ρ در حدود ۶/۸۹- است که از آماره بحرانی جدول ۴ در سطح ۵ درصد بزرگتر است. در ادامه، جهت بررسی ارتباط بین متغیرهای پژوهش از الگوی (۸) استفاده می‌شود.

$$V_t = (CO_۲, GDP, EC, UPOP, K, LF)^{/} \qquad (۸)$$

در الگوی (۸)، v_t برداری از متغیرهای الگو را نشان می‌دهد. جدول ۵ نتایج آزمون‌های سنجش اعتبار متغیرهای مورد استفاده را نشان می‌دهد. ضریب تعیین تعدیل‌شده، قدرت تبیین الگو را بیان می‌کند.

آماره جارگ- برا[1] برای آزمون نرمال بودن توزیع متغیرها به‌کار می‌رود. برای آزمون خودهمبستگی پیاپی، از آزمون بریوش- گودفری[2] استفاده می‌شود. ضریب لاگرانژ ناهمسانی واریانس[3]، ثابت بودن یا نوسان‌پذیری واریانس مدل را آزمون می‌کند. آزمون وایت[1] برای تعیین

1. Jarque-Bera
2. Breusch-Godfrey
3. ARCH LM

ناهمسانی واریانس‌ها به‌کار می‌رود. برای تعیین شکل تبعی، از آزمون رمزی[2] استفاده شده است. برای تعیین وقفه بهینه آزمون‌های یادشده از معیار شوارتز استفاده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های سنجش اعتبار معادلات در الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)

آزمون معادلات	ضریب تعیین تعدیل‌شده	جارگ- برا	خودهمبستگی	ضریب لاگرانژ ناهمسانی واریانس	ناهمسانی واریانس	شکست ساختاری
GDP	۰/۹۵۹	۰/۱۷۶۰۷۹	۲/۲۹۴۷۳۵	۳/۸۲۴۹۶۲	۰/۸۲۸۸۴۲	۱/۰۰۴۱۱۷
K	۰/۹۹۹	۱۲/۰۹۱۴۸	۰/۴۸۱۸۴۲	۴/۹۶۵۹۲۴	۲/۰۹۴۶۶۸۶	۲/۷۳۹۴۳۲
LF	۰/۹۹۸	۰/۱۳۵۹۷۷	۰/۵۴۰۲۸۳	۲/۰۷۱۱۲۷	۱/۰۱۵۶۱۱	۲/۳۳۰۱۰۳
EC	۰/۹۹۱	۳/۴۲۷۲۴۷	۱/۰۵۴۹۸۲	۰/۷۲۳۹۹۰	۰/۳۸۱۶۶۶	۱/۷۷۷۸۸۰
UPOP	۰/۹۹۹۹	۱۳/۳۸۴۵	۱/۰۰۳۶۸۰	۰/۰۸۲۹۳۴	۲/۵۲۴۳۳۵	۰/۰۱۰۵۱۰
CO۲	۰/۹۷	۵/۱۲۷۰۱۷	۰/۰۰۵۸۶۳	۰/۴۴۹۰۵۱	۰/۶۳۶۲۳۵	۰/۰۲۲۲۲۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

حال، تعیین وقفه بهینه در الگوی (۶) براساس معیارهای آزمون نسبت راست‌نمایی[3] (LR)، خطای پیش‌بینی نهایی[4] (FPE)، آکاییک (AIC)، شوارتز[5] (SC) و حنان- کویین[6] (HQ) انجام می‌شود. نتایج تعیین وقفه بهینه در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ٦. تعیین وقفه بهینه برای الگوی خودرگرسیون برداری

تعداد وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۳۰۰۸/۴۳۸	NA	۴/۲۹e+۷۵	۱۸۸/۳۳۹۹	۱۸۸/۵۶۸۹	۱۸۸/۴۱۵۸
۱	-۲۷۱۵/۹۸۵	۴۷۵/۲۳۶۹	۲/۴۱e+۶۸	۱۷۱/۶۲۴۰	۱۷۲/۹۹۸۲	۱۷۲/۰۷۹۵
۲	-۲۶۶۴/۳۴۲	*۶۷/۷۸۱۳۸	*۵/۱۷e+۶۷	*۱۶۹/۹۵۸۹	*۱۷۲/۴۷۸۱	*۱۷۰/۷۹۳۹
۳	-۲۶۳۹/۹۹۵	۲۴/۳۴۶۹۷	۷/۶۲e+۶۷	۱۶۹/۹۹۹۷	۱۷۳/۶۶۴۰	۱۷۱/۲۱۴۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. White
2. Ramsey RESET
3. Likelihood Ratio
4. Final Prediction Error
5. Schwarz Criterion
6. Hannan-Quinn

با توجه به معیارهای معرفی شده، تعداد وقفه بهینه در الگوی (۸) برابر ۲ تعیین شد ($P = ۲$). سطح معنی‌داری آماره‌های فوق ۵٪ است. بر این اساس، ماکزیمم مقدار وقفه بهینه برای الگوی (۶)، با توجه به درجه انباشتگی مدل و وقفه بهینه مدل، برابر ۴ خواهد بود.

در مرحله‌ی سوم، الگوی (۶) را با درجه‌ی ۴ ($V_{p+d} = ۴$) برآورد می‌کنیم. پس از برآورد مدل، آزمون والد روی ضرایب الگوی خودرگرسیون برداری تصریح شده انجام شد. نتایج آزمون والد برای الگوی (۶) در جدول ۷ خلاصه شده است.

جدول ۷. نتایج حاصل از رابطه علیت متغیرها براساس آزمون والد

متغیر وابسته	GDP	K	LF	EC	UPOP	CO۲
GDP	-	۲/۳۵۳۴۴۷	۳/۸۱۴۵۵۱	۰/۱۲۵۲۶۹	۰/۸۸۴۷۶۹	۲۱/۶۵۱۶۴
K	۱/۲۱۱۱۰۵۳	-	۳۱/۸۱۵۵۳۶	۰/۳۶۰۴۶۴	۱۴/۰۶۸۷۵	۶/۴۹۷۲۴۷
LF	۱/۵۸۶۴۲	۱/۲۸۷۸۵۴	-	۰/۵۱۸۵۰۳	۲/۴۲۵۲۹۹	۲۴/۹۵۳۶۰
EC	۱۱/۳۵۴۲۳	۱/۱۳۶۸۰۴	۵/۲۳۱۴۱۵	-	-	۳۲/۸۵۷۰۷
UPOP	۹/۷۹۹۸۷۸	۲/۶۱۴۳۲۳	۲/۱۶۰۷۱۲	۲/۱۶۰۷۱۲	۱/۲۸۳۸۱۷	۲۹/۶۷۳۰۵
CO۲	۹/۷۱۷۷۴۷	۱۱/۳۴۰۱۲	۱۰/۲۱۸۰۵	۱۰/۲۱۸۰۵	۵/۵۵۵۷۲۵	-

مأخذ: محاسبات تحقیق

فرض صفر این آزمون، صفر بودن ضرایب با وقفه بهینه است. با توجه به توزیع آزمون والد، برای سنجش معنی‌داری علیت متغیرها، از آماره خی- دو استفاده می‌شود. معنی‌داری علیت متغیرها براساس آماره خی- دو در سطح ۵٪ و ۱٪ به ترتیب برابر ۹/۴۸۸ و ۱۳/۲۷۷ است.

نتایج حاصل از آزمون والد نشان می‌دهد که رابطه دوطرفه‌ای بین تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسیدکربن وجود دارد. به این صورت که مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و نشر دی‌اکسیدکربن اثر علی بر تولید ناخالص داخلی دارند. همچنین، رابطه علی از مصرف انرژی، نیروی کار و سرمایه به نشر دی‌اکسیدکربن وجود دارد. از این رو، براساس نتایج آزمون والد، دو الگوی (۹) و (۱۰) در رابطه با تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسیدکربن انتخاب می‌شود:

$$GDP = f(UPOP, EC, CO_۲) \qquad (۹)$$

$$CO_۲ = f(GDP, EC, LF, K) \qquad (۱۰)$$

با توجه به خواص توابع لگاریتمی در تفسیر ضرایب ب صورت کشش، برای برآورد روابط (۹) و (۱۰)، دو معادله (۱۱) و (۱۲) به شکل لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

$$lGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 lCO_2 + \alpha_2 lUPOP + \alpha_3 lEC + \varepsilon_t \qquad (11)$$

$$lCO_{2t} = \alpha_4 + \alpha_5 lGDP_t + \alpha_6 lEC_t + \alpha_7 lK + \alpha_8 lLF + \alpha_9 (lGDP)^2 + \nu_t \qquad (12)$$

فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، بیانگر رابطه کوهانی شکل (Uای وارون) بین سطح نشر آلودگی و رشد اقتصادی است. بنابراین، برای تبیین آن، معادله (۱۲) به صورت درجه دوم درنظر گرفته می‌شود. با توجه به رابطه علیت دوطرفه بین نشر دی‌اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی جهت برآورد معادلات (۱۱) و (۱۲)، با بهره‌گیری از رویکرد معادلات همزمان، از روش رگرسیون حداقل مربعات وزنی[1] استفاده شد. نتایج برآورد در جدول‌های ۸ و ۹ مشاهده می‌شود.

جدول ۸. نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۱) به روش حداقل مربعات وزنی

متغیرها	ضرایب	آماره *t*	سطح احتمال
عرض از مبدأ	۱۵/۱۶۲	۸/۲۴۷	۰/۰۰۰۰
لگاریتم نشر دی‌اکسیدکربن	۰/۵۲۱۴۵	۶/۷۱۹	۰/۰۰۰۰
لگاریتم جمعیت شهرنشین	-۰/۸۸۴۰	-۴/۲۳۲	۰/۰۰۰۲
لگاریتم مصرف انرژی	۰/۶۰۵۶	۳/۵۶۰	۰/۰۰۱۲
R-square=۰/۰۹۴۱	Adj. R-square= ۰/۹۳۵		D.W= ۲/۰۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

آماره t[2] و سطح احتمال متغیرها حاکی از معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای مستقل است. آماره دوربین- واتسن نیز بر وجود نداشتن خودهمبستگی پیاپی دلالت دارد. بالا بودن ضریب تعیین الگو نشان می‌دهد که در مجموع، الگوها توانسته‌اند به خوبی ارتباط بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته را نشان دهند. از سوی دیگر، اختلاف اندک ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده حاکی از نکویی برازش است. برآورد معادله (۱۱) نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین

1. Weighted Least Square
2. t-student statistic

لگاریتم نشر دی‌اکسیدکربن و لگاریتم تولید ناخالص داخلی وجود دارد. ارتباط مثبت و معنی‌داری نیز بین متغیر لگاریتم مصرف انرژی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

جدول ۹. نتایج حاصل از برآورد منحنی زیست‌محیطی کوزنتس آلودگی هوا به روش حداقل مربعات وزنی

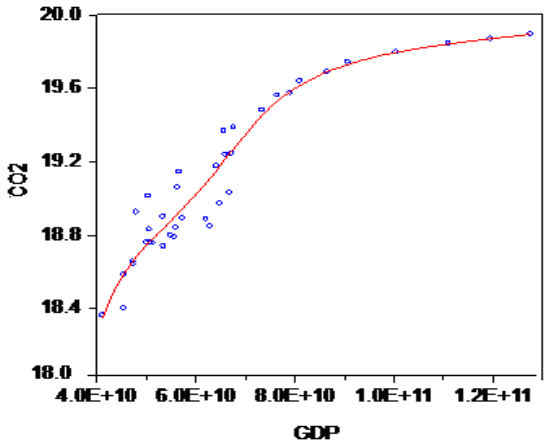
متغیرها	ضرایب	آماره *t*	سطح احتمال
عرض از مبدأ	-۷۸۳/۱۹	-۶/۹۳۷	۰/۰۰۰۰
لگاریتم نیروی کار	۰/۸۶۵۶	۲/۶۴۹	۰/۰۱۱۱
لگاریتم موجودی سرمایه	۱/۲۴۳	۳/۳۳۰	۰/۰۰۲۴
لگاریتم مصرف انرژی	۰/۹۰۸۹	۶/۸۷۳	۰/۰۰۰۰
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۵۸/۰۶	۸/۰۶۶	۰/۰۰۰۰
لگاریتم تولید ناخالص داخلی (توان دوم)	-۱/۱۳۶	-۶/۷۴۴	۰/۰۰۰۰
D.W =۱ /۸۹	Adj. R-square= ۰/۹۹۲	R-square=۰/۹۹۳	

ماخذ: محاسبات تحقیق

همچنین، رابطه منفی و معنی‌دار بین لگاریتم جمعیت شهرنشین و لگاریتم تولید ناخالص داخلی، حاکی است که در طی دوره مورد مطالعه، افزایش جمعیت شهرنشین اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی داشته است. از سوی دیگر، با توجه به نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۲)، مشاهده می‌شود که ارتباط مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای وابسته لگاریتم نیروی کار، لگاریتم موجودی سرمایه، لگاریتم مصرف انرژی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی و متغیر توضیحی لگاریتم نشر دی‌اکسیدکربن وجود دارد. اما، ارتباط بین مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم نشر دی‌اکسیدکربن، منفی و معنی‌دار است. از این رو، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشور پذیرفته می‌شود. بنابراین، در ابتدا تولید کالاها و خدمات با افزایش سطح آلودگی همراه است. اما، با تداوم رشد اقتصادی، به نظر می‌رسد که افزایش تولید با کاهش میزان آلودگی همراه باشد. نمودار ۱ میزان تغییرات نشر دی‌اکسیدکربن را در برابر افزایش سطح تولید ناخالص داخلی کشور نشان می‌دهد.

نمودار ۱ نشان می‌دهد که قدرمطلق ضریب مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی کوچکتر از قدرمطلق ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی است. به بیان دیگر، سیاست‌های در پیش گرفته شده در جهت کاهش آلودگی در صنایع و کارخانه‌های تولیدی کشور، از موفقیت و کارایی لازم

برخوردار نبوده‌اند. از این رو، لازم است تا به موازات رشد اقتصادی، جهت کاهش بیشتر میزان آلودگی، با مطالعه بیشتر در این زمینه، سیاست‌ها و راهکارهای کاربردی‌تری در جهت کاهش آلودگی زیست‌محیطی ارائه شود.



نمودار ۱. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشور برای دوره ۱۳۸٤-۱۳۵۰

با توجه به نتایج به‌دست آمده، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشور پذیرفته می‌شود.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های سالیانه به تبیین چگونگی و جهت رابطه بین نشر دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران پرداخت. برای بررسی ارتباط علی بین متغیرها از رویکرد تودا- یاماموتو استفاده شد. برای احتراز از تورش در تصریح الگو و تبیین شکل تبعی آن، افزون بر داده‌های نشر دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی از داده‌های سرمایه، نیروی کار و جمعیت شهرنشین در دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ استفاده شد.

برای بررسی ارتباط بین نشر آلودگی و رشد اقتصادی ایران در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، این پرسش مطرح شد که آیا ارتباطی بین متغیرهای فرضیه وجود دارد یا خیر؟ بنابراین، نخست موضوع وجود یا وجود نداشتن رابطه بین متغیرها بررسی شد. از روش چهار

مرحله‌ای تودا- یاماموتو[1] استفاده شد. در مرحله اول، با توجه به‌روش زیووت و آندریوز، درجه انباشتگی الگو تعیین شد. مرحله دوم تعداد وقفه‌های بهینه الگو را تعیین کرد. الگوی چندمتغیره پژوهش در مرحله سوم برآورد شد. سپس، آزمون والد روی ضرایب الگوی خودرگرسیون برداری تصریحی انجام گرفت. نتایج آزمون والد نشان داد:

أ. رابطه علیت دوطرفه‌ای بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسیدکربن در کشور وجود دارد. اما، مطالعه ژانگ و چنگ (۲۰۰۹) برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ کشور چین، نشان داد که رابطه‌ای علی از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی وجود دارد.

ب. رابطه‌ای علی از مصرف انرژی به نشر دی‌اکسیدکربن وجود دارد. این نتیجه مشابه یافته‌های ژانگ و چنگ (۲۰۰۹) برای چین است.

ت. فرضیه کوهانی شکل زیست‌محیطی (کوزنتس) در مورد کشور ایران صادق است. این نتیجه هم‌جهت با نتایج مطالعات پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶) و نیز پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷) است.

در پایان، پیشنهاد می‌شود که برای دقیق‌تر کردن چنین یافته‌هایی، در پژوهش‌های آتی، افزون بر استفاده از روش‌شناسی‌های رقیب، برحسب دستیابی به داده‌های جدیدتر، متغیرهای توضیحی و نیز داده‌های دیگر گازهای آلاینده و نیز انواع دیگر آلودگی مانند آلودگی آب، چگونگی رابطه علی بین متغیرها و نیز فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس بازآزمایی شوند.

منابع

الف- فارسی

اندرس، والتر (۱۳۸۶)، *اقتصادسنجی سری‌های زمانی*،*ترجمه* مهدی صادقی، تهران، جلد دوم، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

برقی اسکویی، محمدمهدی (۱۳۸۷)، «آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی‌اکسیدکربن) در منحنی زیست‌محیطی کوزنتس»، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۲، صص. ۲۱-۱.

۱. مشکلاتی نظیر قدرت پایین آزمون‌های ریشه واحد و عدم قابلیت اطمینان آزمون‌های هم‌انباشتگی در نمونه‌های کوچک را برطرف می‌کند.

برنامه توسعه سازمان ملل (۱۳۹۰)، «مبارزه با تغییرات آب و هوایی (گزارش توسعه انسانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷)»، ترجمه محمدحسن فطرس و جواد براتی، انتشارات دانشگاه بوعلی سینا.

پژویان، جمشید و نیلوفر مرادحاصل (۱۳۸۶)، «بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا»، *پژوهشهای اقتصادی*، سال ۷، شماره ۴، صص. ۱۶۰-۱۴۱.

پورکاظمی، محمدحسین و ایلناز ابراهیمی (۱۳۸۷)، «بررسی منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در خاورمیانه»، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۳۴، بهار، صص. ۷۱-۵۷.

خلیل‌پور، افشین (۱۳۸۵)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز.

رائو، کریشنا (۱۳۸۵)، *توسعه پایدار: اقتصاد و سازکارها*، ترجمه احمدرضا یاوری، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

فطرس، محمدحسن (۱۳۸۵)، *مباحثی از اقتصاد محیط‌زیست (مجموعه مقالات)*، همدان، انتشارات دانشگاه بوعلی سینا.

ب- انگلیسی

Agras, J. and D. Chapman (1999), "A Dynamic Approach to the Environmental Kuznets Curve Hypothesis", *Ecological Economics*, Vol. 28, No. 2, pp. 267-277.

Ang, J. B. (2007), "Co_2 Emission, Energy Consumption, and Output in France", *Energy Policy*, Vol. 35, pp. 4772-4778.

Belloumi, M. (2009), "Energy Consumtion and GDP in Tunisia: Cointegration and Casuality Analysis", *Energy Policy*, Vol. 37, I.7, pp. 2745-2753.

Cole, M. A., Rayner, A. J. and J. M. Bates (1997), "The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis", *Environment and Development Economics*, Vol. 2, No. 4, pp. 401-416.

Engsted, Tom, Gonzalo, Jesus and Niels Haldrup (1997), "Testing for Multicointegration", *Economic Letters*, No. 56, pp. 259-266.

Granger, C. W. J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, No. 39, pp.199-211.

Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1991), "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 3914, NBER, Cambridge MA.

Heerink, N., Mulatu, A. and Bullet (2001), "Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curve", *Ecological Economics,* Vol. 38, No. 3, pp. 359-367.

Holtz-Eakin, D. and T. M. Selden (1995), "Stoking the Fires? CO_2 Emissions and Economic Growth", *Journal of Public Economics*, Vol. 57, No. 1, pp. 85-101.

International Bank for Reconstruction and Development (1992), "Development and the Environment", World Development Report, World Bank, Oxford University Press, Oxford.

Mehrara. M. (2007), "Energy Consumtion and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries", *Energy Policy*, Vol. 35, pp. 2939-2945.

Panayotou, T. (2000), "Economic Growth and the Environment", Center for International Development at Harvard University Working Paper, No. 56.

Pao, H. T. (2009), "Forecast of Electricity Consumption and Economic Growth in Taiwan by State Space Modeling", *Energy,* Vol. 11, pp. 1779-1791.

Payne, J. E. (2009), "On the Dynamics of Energy Consumption and Output in the US", *Applied Energy*, Vol. 9, No. 3, pp. 575-577.

Pindyck, R. S. (1979), *The Structure of World Energy Demand,* MIT Press.

Sengupta, R. (1996), "CO_2 Emission-income Relationship: Policy Approach for Climate Control", *Pacific and Asian Journal of Energy*, Vol. 7, No. 2, pp. 207-229.

Shafik, N. and S. Bandyopadhyay (1992), "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-country Evidence", The World Bank, Working Paper Series, WP 904.

Shim, Jae Hyun (2006), "The Reform of Energy Subsidies for the Enhancement of Marine Sustanability, Case Study of South Korea", PhD Dissertation, University of Delaware, 340 pages, Publication No. 3247718.

Soytaş, U., Sari, R. and T. E. Bradley (2007), "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States", *Ecological Economics*, Vol. 62, pp. 482-489.

Stern, D. I. (1998), "Progress on the Environmental Kuznets Curve?", *Environment and Development Economics*, Vol. 3, pp. 173-196.

Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Auto Regressions with Possibly Integrated Process", *Journal Economics*, No. 66, pp. 225-50.

Yang, H. Y. (2000), "A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan", *Energy Economics*, No. 22, pp. 309-317.

Zhang, X. P. and X. M. Cheng (2009), "Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in China", *Ecological Economics*, Vol. 68, pp. 2706-2712.

Zivot, E. and D. Andrews (1992), "Further Evidence of Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, pp. 251-270.