

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران

دکتر محمدحسن فطرس* و رضا معبودی**

تاریخ پذیرش: ۳۰ آذر ۱۳۹۰

تاریخ دریافت: ۲۰ آبان ۱۳۸۸

این پژوهش به بررسی وجود و جهت علیت گرانجری بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۰ ایران می‌پردازد. برای این منظور، الگوی چند متغیره‌ای شامل رشد اقتصادی، مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن، موجودی سرمایه، نیروی کار و جمعیت شهرنشین را به کار 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 دی‌اکسید کربن وجود دارد. همچنین، رابطه‌ای علی از مصرف انرژی به نشر دی‌اکسید کربن یافت می‌شود. وجود رابطه کوهانی شکل بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسید کربن 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

Fotros@basu.ac.ir

* دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا

r.maaboud@basu.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا

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^۱ (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 کوزنتس، اولین بار در دهه ۱۹۹۰ و همزمان با مطالعه اثرات بالقوه انعقاد موافقت‌نامه تجارت آزاد آمریکای شمالی^۲ بر محیط‌زیست توسط گروسمن و کروگر^۳ و همچنین مطالعه شفیک و باندیوپادھیای^۴، (که در گزارش توسعه جهانی سال ۱۹۹۲ منتشر شد) پدیدار شد. در گزارش توسعه جهانی سال ۱۹۹۲ اشاره شده است:

«در صورتی که تکنولوژی، سلاقی 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».^۵

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 U ای واریون 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 آلودگی و مبحث کیفیت محیط زیست استفاده شد و به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) معروف شد.^۶

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

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۱۹۱

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^۱، به نقل از اقتصاددانان اکولوژیک مانند نیر و آیرس^۲ بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است. به طوری که از نظر آنها، نیروی کار و سرمایه عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند.^۳ پیندیک^۴ 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 به کار 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.^۵ مایر و کنت^۶، 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. خلیل پور (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 دی‌اکسید کربن است که نتیجه استفاده از سوخت‌های فسیلی است. پس بخش انرژی، بیشترین سهم را در مسائل تغییر شرایط محیط زیست دارد.^۱

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 آننگ (۲۰۰۷)، سویتاس و همکاران^۲، 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 | محیط زیست 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 (به ویژه سوخت‌های فسیلی) و همچنین به لحاظ پایین بودن سطح تکنولوژی دوست‌دار محیط زیست، 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 دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران می‌پردازد. برای بررسی ارتباط علی بین متغیرها، به پیروی از کار ژانگ و

1. Shim (2006)

2. Soyatas, et al (2007)

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۱۹۳

چنگ (۲۰۰۹)، از رویکرد تودا-یاماموتو، استفاده می‌شود. سپس، فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس بین انتشار دی‌اکسید کربن 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^۱ طرح شد. 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».^۲ 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 کرونگر^۳ اشاره کرد. شفیق و باندویوپادی^۴ در مطالعه ۱۵۳ کشور برای دوره ۱۹۶۱ تا 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^۵ برای ۱۰۸ کشور در دوره ۱۹۵۱ تا ۱۹۸۶ و سنگوپتا^۶ برای ۱۶ کشور توسعه‌یافته و تعدادی از کشورهای در حال توسعه فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس را تأیید کردند. کول و همکاران^۷ 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 زیست محیطی کوزنتس کردند و برای ۷ ناحیه از جهان در طی دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۲ به منحنی کوهانی شکل دست یافتند. آگراس و چپمن^۱ با اطلاعات درآمد، نشر دی اکسید کربن، قیمت و حجم تجارت برای دوره ۱۹۷۱ تا ۱۹۸۹ در ۳۴ کشور به شکل لای واژگون نرسیدند. فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در کار پانایوتو^۲ با داده های درآمد، نشر دی اکسید کربن، حجم تجارت، ذخیره سرمایه و جمعیت در طول ۱۸۷۰ تا ۱۹۹۴ برای ۱۷ کشور توسعه یافته تأیید شد. هیرینک و همکاران^۳ با داده های ۱۵۳ کشور و متغیر نابرابری به شکل کوهانی رسیدند.

بررسی فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس بدون بررسی جهت علیت بین متغیرها، نتایج قابل اعتمادی را دربر نخواهد داشت.^۴ ژانگ و چنگ^۵ با استفاده از رویکرد تودا و یاماموتو به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، نشر دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در چین پرداختند. نتایج آنها نشان می دهد که مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن علت گرنجری رشد اقتصادی آن کشور نبوده است.

از مطالعاتی که در ایران انجام شده است می توان به موارد زیر اشاره کرد: برقی اسکویی (۱۳۸۷)، در مطالعه ای با عنوان «آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه ای (دی اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس» به بررسی رابطه بین درآمد سرانه و شاخص های آزادسازی تجاری با میزان انتشار دی اکسید کربن، 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 دی اکسید کربن 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 تأیید کننده فرضیه پناهگاه آلایندگی و مکان یابی مجدد صنایع آلاینده در کشورهای در حال توسعه است. پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶)، در مطالعه ای اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا را در قالب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس برای ۶۷ کشور با گروه های درآمدی متفاوت (شامل ایران) آزمون کرده اند. بدین منظور، اثر رشد اقتصادی، جمعیت شهری، قوانین زیست محیطی، تعداد خودرو و

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

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۱۹۵

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 عتیت گرنجر به عنوان راه حل کلیدی استفاده شده است. اما برای آزمون عتیت، 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) به کار گرفته شده است. گروه دوم، تکنیک هشیائو (۱۹۸۱) است که آزمون عتیت 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 ($\rho + d$) به صورت زیر برآورد می‌شود:

۱. رانو (۱۳۸۵)، ص. ۱۶۲

2. Toda-Yamamoto (1995)

3. Payne (2008)

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

که در آن X_t بردار متغیرهای الگو است. سپس، آزمون‌های تبیین برای هر معادله صورت می‌گیرد. در مرحله چهارم، آزمون والد^۱ 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:

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

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 آزمون 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 دی‌اکسید کربن دلالت داشته باشد، در این صورت فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۴. برآورد الگو، بحث و استنتاج

داده‌های این پژوهش سالانه است و دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۰ را دربر می‌گیرد. برای آلودگی هوا از داده‌های نشر دی‌اکسید کربن (دی‌اکسید کربن) که توسط اداره اطلاعات انرژی^۲ ایالات متحده منتشر می‌شود، استفاده شده است. برای متغیر مصرف انرژی (EC) از داده‌های مصرف انرژی برحسب واحد حرارتی بریتانیایی^۳ که EIA منتشر می‌کند، استفاده شده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی^۴ 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

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۱۹۷

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^۱ 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 تعمیم یافته^۲ (ADF)، پرون- فیلیپس^۳ و کیا کوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین^۴ 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^۵ (AIC) انتخاب شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، پرون- فیلیپس و کیا کوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین

| سطوح | متغیر | آزمون دیکی- فولر (ADF) تعمیم یافته | آزمون فیلیپس- پرون (PP) | آزمون کیا کوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS) |
|--------------------------|-----------------|------------------------------------|-------------------------|--|
| عرض از مبدأ (سطح) | CO ₂ | 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) | CO ₂ | -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) | CO ₂ | -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.

- Adjusted Dickey- Fuller Test
- Phillips-Perron
- Kwiatkowski, *et al*
- Akaike Information Criterion

ادامه جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته، پرون-فیلیپس و کیا کوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین

| سطوح | متغیر | آزمون دیکی-فولر (ADF) تعمیم یافته | آزمون فیلیپس-پرون (PP) | آزمون کیا کوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS) |
|---------------------------------|-----------------|--------------------------------------|---------------------------|---|
| عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | LF | -۱/۳۸۹۳۰۶ | -۲/۴۸۲۸۰۲ | ۰/۸۲۵۷۵۸ |
| عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | UPOP | -۲/۵۱۳۰۳۵ | -۲/۳۶۹۷۱۵ | ۰/۵۷۹۹۶۱ |
| روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | CO ₂ | -۴/۴۴۶۸۰۸ | -۶/۳۸۱۹۲۷ | ۰/۰۶۸۵۷۳ |
| روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | EC | -۴/۲۳۱۹۹۳ | -۶/۴۱۳۹۵۳ | ۰/۱۰۴۹۲۴ |
| روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | GDP | *-۴/۲۵۶۱۳۶ | -۳/۴۶۹۲۶۸ | ۰/۰۹۱۱۲۵ |
| روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | K | -۰/۰۱۲۰۶۲ | ۰/۲۵۵۲۸۵ | ۰/۳۱۳۶۸۸ |
| روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | LF | -۲/۵۹۶۸۱۸ | *۳/۶۸۷۳۴۴ | ۰/۱۴۶۰۶۶ |
| روند و عرض از مبدأ (تفاضل ۱) | UPOP | -۲/۲۶۶۶۴۳ | - | ۰/۱۶۹۵۴۰ |
| عرض از مبدأ (تفاضل ۲) | CO ₂ | -۵/۰۲۰۳۴۰ | - | ۰/۰۴۳۱۷۲ |
| عرض از مبدأ (تفاضل ۲) | EC | -۷/۱۰۹۹۶۱ | - | ۰/۰۴۰۹۲۱ |
| عرض از مبدأ (تفاضل ۲) | GDP | - | - | - |
| عرض از مبدأ (تفاضل ۲) | K | -۱/۰۸۶۹۶۳ | -۲/۳۲۳۰۵۴ | ۱/۰۳۶۵۸۱ |
| عرض از مبدأ (تفاضل ۲) | LF | -۴/۶۹۹۶۹۴ | -۱۵/۱۲۹۶۵ | ۰/۰۵۱۴۳۴ |
| عرض از مبدأ (تفاضل ۲) | UPOP | *-۳/۲۸۹۶۹۴ | - | ۰/۱۷۷۷۸۴ |
| عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲) | CO ₂ | - | - | - |
| عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲) | EC | - | - | - |
| عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲) | GDP | - | -۱۲/۵۱۹۶۳ | - |
| عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲) | K | *-۲/۵۹۶۸۱۸ | -۵/۳۰۹۵۳۸ | ۰/۱۰۴۹۷۹ |
| عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲) | LF | -۴/۷۵۵۵۶۳ | - | ۰/۰۴۶۹۵۰ |
| عرض از مبدأ و روند (تفاضل ۲) | UPOP | -۳/۴۷۲۲۷۶ | - | ۰/۰۷۲۹۸۳ |

* سطح معنی داری در ۵٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

رد فرضیه صفر در آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیس- پرون، دلالت بر مانا بودن متغیر مورد نظر در سطح معنی داری انتخابی دارد که معمولاً بسته به هدف پژوهش می‌تواند ۵٪ یا ۱٪ باشد. اما، در آزمون کیا کوفسکی، فیلیس، 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 دی‌اکسید کربن در حالت «روند و عرض از مبدأ» دارای درجه انباشتگی یک، و در حالت «عرض از مبدأ» انباشته از درجه دو است. در حالی که متغیرهای موجودی سرمایه و نیروی کار در هر دو حالت دارای درجه انباشتگی دو هستند.

۴-۱. 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^۱ 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:

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

در معادلات (۳)، (۴) و (۵)، ΔY_t ، c ، t و ε به ترتیب 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 کدام یک از حالات فوق مانا خواهد شد. برای آن که 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 صورتی که 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

| | تفاضل دوم | سال شکست | تفاضل اول | سال شکست | سال شکست | سطح |
|-----------------|--------------------|----------|--------------------|---------------------|----------|-----|
| CO ₂ | - | - | ۱۹۸۰ (B) ۱۹۸۵۷/۷- | ۱۹۸۲ (C) ۱۹۸۳۳۹۹/۰- | | |
| GDP | - | - | ۱۹۷۷ (C) ۱۷۵۹۳/۶۰- | ۱۹۸۲ (C) ۱۸۶۸۴۷/۰ | | |
| EC | - | - | ۱۹۸۳ (A) ۳۵۱۴۱۸/۶- | ۱۹۸۳ (C) ۷۲۵۰۴۰/۰ | | |
| K | ۱۹۹۸ (C) ۳۱۱۱۰۱/۵- | - | ۱۹۹۹ (B) ۲۳۴۸۱۴/۰ | ۱۹۷۱ (C) ۷۰۰۰۸۳/۰- | | |
| UPOP | ۱۹۸۷ (A) ۸۴۵۹۶۴/۵- | - | ۱۹۸۸ (C) ۱۹۰۵۳۵/۰- | ۱۹۸۷ (C) ۲۱۸۳۰۶/۳ | | |
| WA | - | - | ۱۹۸۳ (B) ۷۱۷۹۸۱/۶- | ۱۹۸۳ (B) ۰۰۹۹۱۹/۰- | | |
| LF | - | - | ۱۹۹۲ (B) ۶۹۶۵۸۷/۳- | ۱۹۹۲ (C) ۱۶۸۵۵/۰- | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۲۰۱

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 فولر تعمیم‌یافته را روی پسماندهای الگو انجام دهیم و سری مانا شود شرط هم‌انباشتگی تأمین می‌شود. با توجه به اینکه متغیرهای سرمایه و جمعیت شهرنشین با دویار تفاضل‌گیری مانا شدند، پس این دو متغیر دارای درجه انباشتگی $I(2)$ و متغیرهای دیگر انباشته از درجه $I(1)$ 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 در آن متغیر هم‌انباشته از درجه دو تابعی از متغیرهای دارای هم‌انباشتگی از درجه دو و یک و همچنین تابع درجه دومی از روند زمان است.

$$\omega_{\gamma t} = \alpha + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \eta_1 \omega_{\gamma t} + \eta_2 \omega_{\gamma t} + \eta_3 \omega_{\gamma t} + \psi_1 \Delta \omega_{\gamma t} + \psi_2 \Delta \omega_{\gamma t} + \sum_{i=1}^m \theta_i \chi_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

در معادله (۶)، ω_1 ، ω_2 و ω_3 متغیرهای انباشته از درجه $I(2)$ و χ_i متغیرهای انباشته از درجه $I(1)$ هستند. همچنین t متغیری است که روند زمانی را نشان می‌دهد و $\Delta \omega$ تفاضل مرتبه اول متغیرهای انباشته از درجه $I(2)$ 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.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + v_t \quad (7)$$

اگر فرض صفر $\rho = 0$ رد شود، نتیجه گرفته می شود که یک رابطه همگرایی متقابل بین متغیرهای الگو وجود دارد و الگو فاقد مشکل هم انباشتگی است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۴ مشاهده می شود. از محدودیت های روش انگستد و همکاران این است که تنها در مواردی به کار می رود که حداکثر دو متغیر دارای انباشتگی از درجه I(۲) باشند. البته در مورد متغیرهای انباشته از درجه I(۱) محدودیتی وجود ندارد.

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی به روش انگستد و همکاران

| آماره هالدراب | -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 می شود، مقدار معنی داری 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 می شود.

$$V_t = (CO_t, GDP, EC, UPOP, K, LF) \quad (8)$$

در الگوی (۸)، V_t برداری از متغیرهای الگو را نشان می دهد. جدول ۵ نتایج آزمون های سنجش اعتبار متغیرهای مورد استفاده را نشان می دهد. ضریب تعیین تعدیل شده، قدرت تبیین الگو را بیان می کند.

آماره جارگ- برا^۱ برای آزمون نرمال بودن توزیع متغیرها به کار می رود. برای آزمون خودهمبستگی پیاپی، از آزمون یریوش- گودفری^۲ استفاده می شود. ضریب لاگرانژ ناهمسانی واریانس^۳، ثابت بودن یا نوسان پذیری واریانس مدل را آزمون می کند. آزمون وایت^۱ برای تعیین

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

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۲۰۳

ناهمسانی واریانس‌ها به کار می‌رود. برای تعیین شکل تبعی، از آزمون رمزی^۲ 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 تعدیل شده | جارگ-برا | خودهمبستگی | ضریب لاگ رانژ 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 | ۱/۷۷۷۸۰ |
| UPOP | ۰/۹۹۹۹ | ۱۳/۳۸۴۵ | ۱/۰۰۳۶۸۰ | ۰/۰۸۲۹۳۴ | ۲/۵۲۴۳۳۵ | ۰/۰۱۰۵۱۰ |
| CO ₂ | 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^۳ (LR)، خطای پیش‌بینی نهایی^۴ (FPE)، آکایک (AIC)، شوارتز^۵ (SC) و حنان-کوین^۶ (HQ) انجام می‌شود. نتایج تعیین وقفه بهینه در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ۶. 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 ($P=2$). سطح معنی داری 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 مرحله سوم، الگوی (۶) را با درجه‌ی ۴ ($V_{p+d} = 4$) 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 | CO ₂ |
|-----------------|-----------|----------|-----------|----------|----------|-----------------|
| 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 |
| CO ₂ | 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 معنی داری علیت متغیرها، از آماره خی-دو استفاده می‌شود. معنی داری 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 دی‌اکسید کربن وجود دارد. به این صورت که مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و نشر دی‌اکسید کربن اثر علی بر تولید ناخالص داخلی دارند. همچنین، رابطه علی از مصرف انرژی، نیروی کار و سرمایه به نشر دی‌اکسید کربن وجود دارد. از این رو، براساس نتایج آزمون والد، دو الگوی (۹) و (۱۰) در رابطه با تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسید کربن انتخاب می‌شود:

$$GDP = f(UPOP, EC, CO_2) \quad (9)$$

$$CO_2 = f(GDP, EC, LF, K) \quad (10)$$

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۲۰۵

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.

$$IGDP_t = \alpha_1 + \alpha_2 lCO_{2t} + \alpha_3 lUPOP + \alpha_4 lEC + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$lCO_{2t} = \alpha_5 + \alpha_6 IGDP_t + \alpha_7 lEC_t + \alpha_8 lK + \alpha_9 lLF + \alpha_{10} (IGDP)^2 + v_t \quad (12)$$

فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس، بیانگر رابطه کوهانی شکل (U وارون) بین سطح نشر آلودگی و رشد اقتصادی است. بنابراین، برای تبیین آن، معادله (۱۲) به صورت درجه دوم در نظر گرفته می‌شود. با توجه به رابطه علیت دوطرفه بین نشر دی‌اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی جهت برآورد معادلات (۱۱) و (۱۲)، با بهره‌گیری از رویکرد معادلات همزمان، از روش رگرسیون حداقل مربعات وزنی^۱ 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 دی‌اکسید کربن | 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^۲ 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 تعدیل شده 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 دی اکسید کربن و لگاریتم تولید ناخالص داخلی وجود دارد. ارتباط مثبت و معنی داری نیز بین متغیر لگاریتم مصرف انرژی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

جدول ۹. نتایج حاصل از برآورد منحنی زیست محیطی 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 |

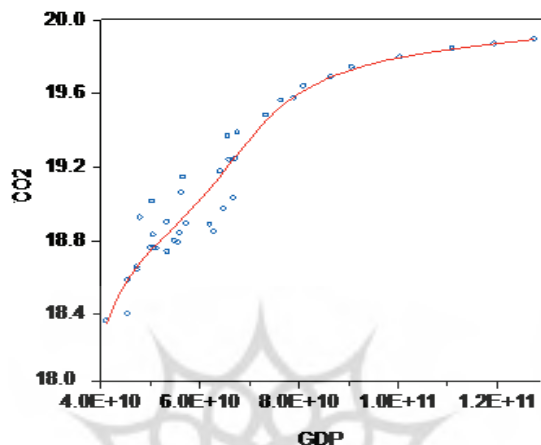
ماخذ: محاسبات تحقیق

همچنین، رابطه منفی و معنی دار 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 می شود که ارتباط مثبت و معنی داری بین متغیرهای وابسته لگاریتم نیروی کار، لگاریتم موجودی سرمایه، لگاریتم مصرف انرژی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی و متغیر توضیحی لگاریتم نشر دی اکسید کربن وجود دارد. اما، ارتباط بین مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم نشر دی اکسید کربن، منفی و معنی دار است. از این رو، فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشور پذیرفته می شود. بنابراین، در ابتدا تولید کالاها و خدمات با افزایش سطح آلودگی همراه است. اما، با تداوم رشد اقتصادی، به نظر می رسد که افزایش تولید با کاهش میزان آلودگی همراه باشد. نمودار ۱ میزان تغییرات نشر دی اکسید کربن را در برابر افزایش سطح تولید ناخالص داخلی کشور نشان می دهد.

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

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۲۰۷

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 کاربردی تری در جهت کاهش آلودگی زیست‌محیطی ارائه شود.



نمودار ۱. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشور برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۴

با توجه به نتایج به دست 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 دی‌اکسید کربن، 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 دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی از داده‌های سرمایه، نیروی کار و جمعیت شهرنشین در دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۴ 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^۱ استفاده شد. در مرحله اول، با توجه به روش 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:

ا. رابطه علیت دوطرفه‌ای بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسید کربن 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 دی‌اکسید کربن 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 پژوهشگران 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، محمد مهدی (۱۳۸۷)، «آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی‌اکسید کربن) 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.

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۲۰۹

- 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 زیست محیطی در خاورمیانه»، *پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۳۴، بهار، صص. ۷۱-۵۷.
- خلیل پور، افشین (۱۳۸۵)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)»، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه تبریز.
- رائو، کریشنا (۱۳۸۵)، *توسعه پایدار: اقتصاد و سازکارها*، ترجمه احمدرضا یآوری، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
- فطرس، محمدحسن (۱۳۸۵)، *مباحثی از اقتصاد محیط زیست (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), "Co₂ Emission, Energy Consumption, and Output in France", *Energy Policy*, Vol. 35, pp. 4772-4778.
- Belloumi, M. (2009), "Energy Consumption and GDP in Tunisia: Cointegration and Casualty 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? CO₂ 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 Consumption 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), "CO₂ 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 Sustainability, 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.

رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران ۲۱۱

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.

