

تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش همجمعی کسری

دکتر سعید صمدی* و ناصر یارمحمدیان**

تاریخ پذیرش: ۶ خرداد ۱۳۹۲

تاریخ دریافت: ۸ آبان ۱۳۹۱

از همان آغاز در سال ۱۹۹۲ که شروع بحث در مورد محیط زیست و رشد اقتصادی بود، منحنی محیط زیست کوزنتس شاهد موشکافی‌های علمی بسیاری قرار گرفت. از جمله جدیدترین انتقادات به تئوری محیط زیست کوزنتس عدم وجود اطمینان به آزمون‌های آماری است. خصوصاً با مطرح شدن مفهوم همجمعی در داده‌های سری زمانی، سؤال می‌شود که آیا تخمین‌های اقتصادسنجی بیان‌کننده یک رابطه بلندمدت به صورت U معکوس میان درآمد و آلودگی زیست‌محیطی است. در مطالعه‌ای که توسط استرن^۱ و پرمن و استرن^۲ وجود همجمعی در داده‌های تابلویی آزمون شد، شواهدی ارائه گردید که به شدت بیان‌کننده عدم وجود EKC است. در این مقاله با بهره‌گیری از آزمون همجمعی کسری سعی می‌شود برای ۲۷ کشور با درآمد متوسط پایین ارزیابی شود. با استفاده از آماره HADRI داده‌ها وجود همجمعی را برای EKC رد می‌کنند. اما با استفاده از آزمون همجمعی کسری، منحنی کوزنتس برای کشورهای السالوادور، نیکاراگوئه، ایران، پاکستان، پاراگوئه و تانزانیا شکل معمول و قابل انتظار خود را دارد اما نمونه مورد بررسی برای کشورهای بولیوی، آنگولا، کنگو، مصر و نیجریه اطلاعات مفیدی را نمی‌دهند.

واژه‌های کلیدی: منحنی محیط زیست کوزنتس، آزمون همجمعی، همجمعی کسری، کشورهای

درآمد متوسط پایین.

طبقه‌بندی JEL: O13، Q30، Q32، C12، C23.

samadi_sa@yahoo.com

nsy6779@yahoo.com

1. Stern (2004)
2. Perman and Stern (1999, 2003)

* استادیار دانشگاه اصفهان

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

۱. مقدمه

یکی از معضلات اقتصاد جهانی امروز مسئله محیط زیست است. رابطه توسعه اقتصادی و محیط زیست یکی از بحث‌های طولانی مدت و جنجال‌برانگیز میان اقتصاددانان و دیگر رشته‌های علوم اجتماعی و علوم پایه بوده است. تا اینکه در دهه‌های اخیر موضوع اقتصادی ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست بر دیگر بحث‌ها غالب آمد که بیان م کند افزایش در رشد اقتصادی لزوماً به معنای افزایش آلودگی هوا نیست، چیزی که اصطلاحاً به آن منحنی محیط زیست کوزنتس گفته می‌شود.

منحنی کوزنتس که یک منحنی U شکل رو به پایین (U معکوس) است که اولین بار برای ارتباط درآمد سرانه و نابرابری اقتصادی توسط کوزنتس (۱۹۵۵) مطرح شد و بعدها برای بیان ارتباط میان درآمد سرانه و آلودگی محیط زیست مورد استفاده قرار گرفت. در این منحنی در واقع گفته می‌شود بعد از یک سطح درآمد سرانه معین، آلودگی محیط زیست رو به پایین حرکت می‌کند. این مقدار در مطالعه اولیه گروسمن و کروگر^۱ رقم ۸۰۰۰ الی ۱۰۰۰۰ دلار به عنوان درآمد سرانه‌ای طی آن منحنی رشد آلودگی تغییر جهت می‌دهد، برآورد گردیده است. در واقع ریشه شکل‌گیری چنین مباحثی وجود یک رابطه متقابل^۲ میان رشد و توسعه بود. کشورها با رشد بالا در حال حرکت به سمت توسعه بودند که یکی از هزینه‌های رشد بالا در این راستا کاهش کیفیت محیط زیست محسوب می‌شود. کاهش کیفیت محیط زیست بود. اما با بازتعریف توسعه نگرانی‌ها ناشی از افزایش آلودگی و نهایتاً کاهش شاخص‌های توسعه افزایش پیدا کرد. در واقع در این مفهوم توسعه و محیط زیست چیزی جدای از هم نیست، به طوری که بدون محافظت از محیط زیست توسعه امری پوچ و بی‌معنا است و از طرفی رشد که لازمه توسعه شناخته می‌شود تأثیر منفی بر کیفیت محیط زیست دارد.

گزاره مهم دیگری که مطالعات به آن رسیده بود این بود که «بدون توسعه، محیط زیست بی‌پناه خواهد ماند»^۳. پس رشدی که خود عامل آلودگی است، با ایجاد توسعه به بهبود محیط زیست کمک می‌کند. پس وجود یک رابطه متقابل میان رشد و محیط زیست روشن شد. وجود رشد بالا اگر با صدمه و تخریب محیط زیست باشد نه تنها موجب رفاه نیست بلکه می‌تواند رفاه اجتماعی را کاهش دهد. از این جهت یکی از انگیزه‌های مهم در مطالعات محیط

1. Grossman and Krueger (1993)

2. Trade Off

۳. بانک جهانی (۱۹۹۲)، ص ۲۵

تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش همجمعی کسری ۱۳۱

زیست مسئله رفاه است. توسعه چیست؟ بهبود وضع زندگی مردم، افزایش استاندارد زندگی، سواد و فرصت‌های برابر که رشد تولید ابزاری مناسب برای رسیدن به توسعه و رفاه است. این واقعیت که صدمه به محیط زیست، به مردم صدمه وارد می‌کند ایجادکننده یک زمینه اضافی برای بررسی توسعه است. برخلاف آموزش، بهداشت، تغذیه، محیط زیست با افزایش رشد صدمه می‌بیند. به علاوه آن‌هایی که از تخریب محیط زیست رنج می‌برند متفاوت از آنهایی هستند که از رشد بهره می‌برند. آنها فقرای حال حاضر هستند و همه افراد نسل‌های آینده.

اهمیت دیگر موضوع محیط زیست، ارتباطش با عدالت است. بیشتر قربانیان محیط زیست فقرا هستند. برخلاف ثروتمندان، فقرا استطاعت محافظت در برابر آب آلوده را ندارند. آنها وقت خود را بیشتر در نقاط آلوده شهر می‌گذرانند و گازهای خطرناک تنفس می‌کنند و پخت و پزیشان با انرژی‌های آلوده است. به همین خاطر با آلودگی خانگی^۱ بیشتری مواجه هستند و زمین‌هایشان در مناطق فرسوده قرار دارد.^۲ از طرفی یک نگرانی عمیق دیگر این است که کسانی که از ثمرات رشد اقتصادی بهره می‌برند معمولاً آن کسانی نیستند که از آلودگی هوا رنج ببرند. در این مورد افراد فقیر هستند که رنج آلودگی را بیشتر به دوش می‌کشند و افراد ثروتمند از رشد اقتصادی به قدر کافی بهره‌مند می‌شوند. موضوع دیگر در مورد نسل‌های آینده است که زیان‌های ناشی از افزایش آلودگی و کاهش منابع را نسل باید تحمل کند در حالی که بهره‌رشد اقتصادی را نسل حاضر می‌برد و به همین خاطر مفهوم توسعه قابل تحمل^۳ مطرح شده است. توسعه قابل تحمل به این معنی است که نسل حاضر باید نیازهای خود را بدون به خطر انداختن توانایی نسل‌های آینده برای به دست آوردن نیازهایشان برطرف کند.^۴ به جهت وجود چنین اهمیتی به دنبال یافتن رابطه میان درآمد سرانه و شاخص‌های آلودگی هوا هستیم. معروف‌ترین رابطه‌ای که در ادبیات مطرح شده منحنی محیط زیست کوزنتس است و یک ارتباط غیریکنوا^۵ را برای درآمد سرانه و شاخص آلودگی هوا به دست آورده است. با توجه به اشکالاتی که در دهه اخیر به نحوه برآورد این ارتباط غیریکنوا وارد آمده است، این مطالعه به دنبال رفع این اشکالات و تخمینی قابل اطمینان از این رابطه است.

1. Indoor Pollution

۲. بانک جهانی (۱۹۹۲)

3. Sustainable Development

۴. گزارش بانک جهانی (۱۹۹۲)، ص ۳۴

5. Non-Monotonic

۲. پیشینه موضوع

۲-۱. مطالعات خارجی

از اولین مطالعات گزارش جامع بانک جهانی (۱۹۹۵)، گروسمن و کروگر^۱ و شفیک و بندیوپادهای^۲ بوده است که میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست یک رابطه غیریکنوا را کشف کردند. گروسمن و کروگر اثر تغییرات درآمد سرانه را بر روی چهار شاخص آلودگی هوای شهری و چهار شاخص آلودگی رودخانه‌ها بررسی کرد و با استفاده از داده‌های تلفیقی نتیجه گرفت که در حالی که رشد اقتصادی افزایش می‌یابد آلودگی محیط زیست افزایش می‌یابد اما با ادامه رشد اقتصادی شاهد بهبود کیفیت زیست‌محیطی خواهیم بود. یافته‌های گروسمن بیان می‌دارد که نقطه بازگشت برای آلوده‌کننده‌های مختلف، متفاوت است اما او نشان داد در بیشتر موارد در سطح درآمد سرانه‌ای کمتر از ۸۰۰۰ دلار رخ می‌دهد (با دلار ۱۹۸۷). شفیک نیز با استفاده از داده‌های تلفیقی رابطه درآمد سرانه را با شاخص‌های متفاوت آلودگی آب و هوا مطالعه کرد. برای مثال یک کشش ۰/۶۹ درصدی را برای ذرات آلوده‌کننده در کشورهای با درآمد پایین به دست آورد به این معنی که با افزایش یک درصد درآمد انتظار ذرات آلاینده ۰/۶۹ درصد افزایش می‌یابد. اما این مقدار در کشورهای درآمد متوسط شروع به کاهش می‌کند و زمانی که کشور به درآمد بالا می‌رسد با سرعت بیشتری کاهش می‌یابد. او برای دی‌اکسید گوگرد SO₂ منحنی U شکل وارون پیش‌افتاده‌تری را نسبت به ذرات آلاینده پیدا کرد به طوری که قله آن در سطح بالاتری از درآمد سرانه اتفاق می‌افتد.

پس از گروسمن و شفیک مطالعات متعددی در اقصی نقاط دنیا با روش‌های مختلفی انجام شده است. می‌توان تمام این مطالعات را تا به امروز به دو بخش کلی تقسیم کرد. عده‌ای از اقتصاددانان با قبول این رابطه در واقع در مطالعات خود سعی می‌کنند تا تئوری بر شکل وارونه U برای منحنی محیط زیست کوزنتس پیدا کنند یا قصد پیدا کردن سطح درآمد سرانه‌ای که در آن منحنی محیط زیست کوزنتس به سمت پایین چرخش می‌کند را بیابند و یا همچنین به دنبال توسعه این مبانی به آلاینده‌های دیگری هستند.^۳

1. Grossman and Krueger (1991)

2. Shafik and Bandyopadhyay (1992)

۳. برای مثال مطالعات گروسمن و کروگر (۱۹۹۱ و ۱۹۹۳)، شفیک و بندیوپادهای (۱۹۹۲)، په نه یوتو (۱۹۹۴) و سلدن و سانگ (۱۹۹۴) را ببینید.

تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش همجمعی کسری ۱۳۳

تیپ دوم از مطالعات که در جریان ادبیات در این موضوع با آن برخورد می‌کنیم آن دسته از مطالعاتی است که وجود چنین منحنی محیط زیستی را مورد سؤال قرار می‌دهند و با اشکالاتی که به تکنیک‌های آماری وارد می‌کنند اعتبار منحنی کوزنتس را زیر سؤال می‌برند. این دسته از مطالعات خصوصاً در چند سال اخیر شدت گرفته و همچنین با گسترش تکنیک‌های اقتصادسنجی و لزوم وجود مانایی در متغیرها و همجمعی رگرسیون برآوردی این انتقادات شدت گرفته است.^۱ همچنین برخی مطالعات مانند فف و دیگران^۲ با ارائه یک مبنای اقتصاد خرد برای چنین رابطه‌ای تلاش کردند. در این مطالعه ضمن استفاده از آزمون‌های همجمعی و ریشه واحد در داده‌های تلفیقی از آزمون همجمعی کسری نیز استفاده خواهیم کرد تا بتوانیم برآوردهایی توانمند ارائه کنیم. کولاس^۳ برای مناطق کشاورزی قاره آمریکای لاتین، آفریقا و آسیا، منحنی محیط زیست کوزنتس را برآورد کردند و برای قاره آمریکای لاتین و آفریقا منحنی معمول و برای آسیا رابطه مستقیم به دست آوردند.

شهباز و همکاران (۲۰۱۲) رابطه بین انتشار دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی، رشد اقتصادی و بازبودن تجارت خارجی را با استفاده از تحلیل علیت گرنجر در کشور پاکستان بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در بلندمدت تأمین شده است. آنها رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به انتشار دی‌اکسید کربن پیدا کردند. آنها نشان دادند مصرف انرژی موجب افزایش انتشار و بالا رفتن درجه بازبودن اقتصاد موجب کاهش انتشار می‌شود.

۲-۲. مطالعات داخلی

اریاب، و عباسی فرد (۱۳۹۱) با آزمون رابطه کوزنتس برای کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته به این نتیجه رسیدند که تمام کشورهای توسعه یافته از نقطه بازگشت عبور کرده‌اند در حالی که اکثر کشورهای در حال توسعه همچنان قبل از نقطه بازگشت هستند. آنها میزان درآمد سرانه نقطه بازگشت برای کشورهای در حال توسعه را ۹۰۱ دلار تخمین زدند.

بهرامی و همکاران (۱۳۹۱) برخلاف فرضیه منحنی محیط زیست کوزنتس که بیان‌کننده رابطه علیت از درآمد سرانه بر آلودگی هواست، بررسی رابطه علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و کیفیت

۱. برای مثال مطالعات استرن (۲۰۰۴) و پیرمن و استرن (۱۹۹۹ و ۲۰۰۴) را ببینید که به طور قوی منکر فرضیه وجود منحنی کوزنتس شده‌اند.

2. Pfaff, et al (2002)

3. Culas (2012)

محیط زیست را مورد بررسی قرار داد. آنها نتیجه گرفتند در حالت همگنی کوتاه مدت و بلندمدت و همچنین حالت ناهمگنی کوتاه مدت و بلندمدت، رابطه علیت کوتاه مدت یک طرفه از درآمد به انتشار و در بلندمدت رابطه علیت قوی دوطرفه بین انتشار و درآمد وجود دارد.

صادقی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) و روش داده‌های تابلویی به بررسی ارتباط بین کارایی محیط زیست و درآمد سرانه پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مقاله ایشان نشان می‌دهد که ارتباط میان کارایی محیط زیست و درآمد از نوع کوزنتس در ایران وجود دارد.

برقی اسکویی (۱۳۸۳) رابطه میان منحنی کوزنتس و باز بودن اقتصاد را برای آزمون فرضیه پناهگاه آلاینده‌گی^۱ (PHH) آزمون کرد. چهار رگرسیون برای چهار گروه کشورها با درآمد پایین، متوسط پایین، متوسط بالا و بالا تخمین زده شد و به ترتیب کشتش آلودگی از درآمد سرانه ۰/۶۰۱، ۰/۷۱۲، ۱/۳۲- و ۰/۳۶۵- را برآورد کرد. اما هیچ آزمونی برای اطمینان از وجود همجمعی در داده‌های پنل انجام نشده است. زیرا امکان نامانایی متغیر درآمد سرانه و شاخص آلودگی هوا (دی‌اکسید کربن) می‌تواند یک ضرایب معنادار با قدرت توضیح‌دهندگی بالا را نتیجه دهد بدون اینکه واقعاً ارتباطی میان این دو متغیر وجود داشته باشد.^۲ این اشکال بر دیگر مطالعات نیز وارد است. برای مثال پور کاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷) منحنی محیط زیست کوزنتس را برای کشورهای خاور میانه به دست آوردند و نتایج حاکی از وجود چنین رابطه‌ای میان این دو متغیر بود بدون اینکه بتوان براساس یافته‌های اقتصادسنجی اخیر به چنین نتایجی اطمینان کرد.

پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶) نیز برای یک نمونه منتخب از کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته با استفاده از داده‌های تابلویی منحنی کوزنتس را برآورد کردند و نتایج ضمن اینکه قدرت توضیح‌دهندگی بالایی را ارائه می‌کرد، $R^2 = ۰/۹۹۹$ نشان‌دهنده ضرایب معنی‌داری برای منحنی کوزنتس بودند که مطابق با انتظارات از پیش تعیین شده بود. این نتایج تأییدکننده رابطه کوزنتس بین درآمد سرانه و آلودگی زیست‌محیطی بود بدون اینکه هیچ تلاشی برای مقابله با رگرسیون کاذب صورت گرفته باشد.

تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش همجمعی سری ۱۳۵

صادقی و سعادت (۱۳۸۳) نیز رابطه میان جمعیت، رشد و محیط زیست را با استفاده از روش آزمون علیت هشیائو^۱ با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۴ تا ۱۳۸۰ مدل‌ها را برآورد می‌کنند. نتایج نشان‌دهنده یک رابطه یک طرفه تخریبی از سمت جمعیت به محیط زیست است و یک رابطه دو طرفه میان رشد و تخریب زیست‌محیطی. این مطالعه نیز شبیه سایر مطالعات دچار مشکل کاذب بودن ضرایب برآوردی است.

۳. منحنی محیط زیست کوزنتس

منحنی کوزنتس اولین بار برای بیان رابطه میان درآمد سرانه و نابرابری درآمد توسط کوزنتس (۱۹۵۵) مطرح شد. براساس این تئوری با افزایش درآمد سرانه در سطوح پایین، نابرابری شدت می‌گیرد و با گذشت از یک درآمد سرانه معین نابرابری اقتصادی بهبود می‌یابد. پس از چند دهه در اواخر دهه ۸۰ میلادی و اوایل دهه ۹۰ این مفهوم برای تبیین رابطه درآمد سرانه و شاخص‌های آلودگی از جمله آلودگی آب و هوا مورد استفاده قرار گرفت.^۲ مطابق با این مطالعات شاخص آلودگی هوا (در اینجا دی‌اکسید کربن) با افزایش درآمد سرانه در سطوح درآمد پایین افزایش می‌یابد و پس از یک درآمد معین که به آن نقطه بازگشت^۳ گفته می‌شود شروع به کاهش می‌کند. در قدم‌های اولیه حرکت به سمت توسعه به دلیل اهمیت بیشتر رشد، اقتصاد از موهبت محیط زیست که به عنوان دارایی در اختیارش است استفاده می‌کند. پس از افزایش به سطح مناسبی از رفاه و کاهش موهبت محیط زیست، از یک طرف ارزش کالای محیط زیست به دلیل کمیابی افزایش می‌یابد و از طرف دیگر با فرض اینکه کالای محیط زیست یک کالای نرمال است، افزایش درآمد سرانه تقاضای مردم از محیط زیست را افزایش می‌دهد و حتی در طول روند افزایش درآمد کالای محیط زیست به یک کالای لوکس تبدیل می‌شود. مکانیزم‌هایی موجب بهبودی محیط زیست می‌شود که اولاً تولیدکنندگان به سمت استفاده از تکنولوژی‌های پاک می‌روند و ثانیاً تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان برای محیط زیست افزایش می‌یابد و تمایل دارند برای آن مالیات پرداخت کنند. همچنین با گسترش جهانی شدن و توافقات زیست‌محیطی میان کشورها آلودگی رو به کاهش می‌گذارد و این همراه با افزایش درآمد با افزایش جهانی شدن

1. Hisiao

۲. برای مثال مطالعه گروسمن و کروگر (۱۹۹۳)، شفیک (۱۹۹۳) و گزارش بانک جهانی (۱۹۹۲)

3. Turning Point

میان کشورهاست. برای مثال دی برواین و دیگران^۱ با استفاده از مدل‌های ایستا بحث می‌کند که ارتباط U شکل معکوس نتیجه تغییرات در سیاست‌های زیست محیطی و توافقات بین‌المللی بر سر محیط زیست است. طرفداران محیط زیست نیز با فشار بر دولت برای رعایت و اجرای قوانین کنترلی محیط زیست بر بهبود وضعیت محیط زیست کمک می‌کند. همه این عوامل موجب چرخش رو به پایین منحنی کوزنتس در یک سطح درآمد سرانه معین به بعد می‌شود. برای اولین بار گروسمن و کروگر (۱۹۹۱) یک رابطه از نوع درجه دوم را میان درآمد و برخی آلوده‌کننده‌های محیط زیست پیدا می‌کنند. در این مقاله نیز از چنین مدلی استفاده خواهد شد به طوری که با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۲۷ کشور برای ارزیابی منحنی محیط زیست کوزنتس سه مرحله زیر را انجام می‌دهیم.

ابتدا مانایی سری‌های زمانی را برای تمام کشورها بررسی می‌کنیم و مجموعه منتخبی از کشورها را که دارای سری‌های زمانی هم درجه جمعی هستند جدا می‌کنیم. در مرحله دوم مدل (۱) را برای این مجموعه از کشورها تخمین می‌زنیم و به کمک آزمون همجمعی کسری معادلات همجمع را پیدا کرده و کشورهایی را که دارای معادلات همجمع هستند انتخاب می‌کنیم و در مرحله سوم، معادله (۱) را برای این مجموعه از کشورها تخمین می‌زنیم و در مورد وجود و عدم وجود منحنی محیط زیست کوزنتس اظهار نظر می‌کنیم.

$$co_2 = a + \beta_1 \ln(pgdP) + \beta_2 (\ln(pgdP))^2 \quad (1)$$

۴. همجمعی کسری^۲

در آزمون همجمعی گفته می‌شود برآورد، زمانی قابل اطمینان است که متغیرهای دخیل در مدل جمعی از مرتبه عدد صحیح یک^۳ باشند. بنابراین، برای نمونه برای اینکه یک رابطه خطی میان درآمد و آلودگی وجود داشته باشد معادله مورد نظر باید همجمع از درجه یک شده باشد. اما توسعه‌های اخیر در شاخه علم اقتصادسنجی منجر به یک چارچوب مرتبه جمعی و همجمعی کسری شده است که در آن چند متغیر سری زمانی یا یک ترکیب خطی از این متغیرها نیازی به جمعی شدن و یا همجمع شدن از یک عدد صحیح ندارد. آزمون‌های جمعی و همجمعی کسری یک ابزار آماری قوی است که به ما این امکان را می‌دهد اطلاعات مهم‌تری را از مجموعه

1. De Bruyn (1998)

2. Fractional co Integration

3. Integer Value

تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش همجمعی کسری ۱۳۷

داده‌های خود بیرون بکشیم تا بتوانیم به کیفیت آزمون و برآورد ضرایب بیافزاییم. نتایج این آزمون به ما کمک می‌کند وجود همجمعی میان متغیرها را کشف کنیم و بنابراین در مورد وجود و عدم وجود منحنی کوزنتس اظهار نظر می‌شود.

متغیر Z_t جمعی از مرتبه d است زیرا با d بار تفاضل گیری، $\Delta^d Z_t = (1-L)^d Z_t$ یک متغیر جمعی از مرتبه صفر داریم، $I(0)$ ، بطوری که L در اینجا یک عملگر وقفه است ($Lx = x_{t-1}$). اگر اجازه دهیم d مقادیر حقیقی به خود بگیرد یک چند جمله‌ای در عملگر وقفه داریم که می‌تواند تا بی‌نهایت ادامه داشته باشد. با استفاده از بسط تیلور آن را بشکل زیر بسط می‌دهیم.

$$(1-L)^d = 1 - dL - \left(\frac{1}{2}\right)d^2L^2 - \dots - \left(\frac{1}{j!}\right)d^j(1-d)(2-d)\dots((j-1)-d)L^j \dots \quad (2)$$

اگر در رابطه (۲) داشته باشیم $d = 0$ متغیر Z مانا است و دارای یک حافظه کوتاه‌مدت است زیرا که هر تکانه‌ای در متغیر به سرعت از بین می‌رود و به مقدار تعادلی قبلی باز می‌گردد. اگر $0 < Z_t < \frac{1}{4}$ باشد متغیر Z_t هنوز مانا است اما زمان بیشتری طول می‌کشد تا به مقادیر تعادلی خود بازگردد. زمانی که $\frac{1}{4} < Z_t < 1$ متغیر Z_t دیگر مانا نیست اما در بلندمدت انتظار داریم به مقادیر تعادلی خود بازگردد. نهایتاً اگر $Z_t \geq 1$ باشد متغیر ناماناست و به سمت میانگین گذشته خود معطوف (همگرا)^۱ نمی‌شود. بنابراین اطلاع از درجه تفاضل کسری d اهمیت به سزایی دارد و بیان‌کننده شدت ماندگاری^۳ سری زمانی است که با افزایش d افزایش می‌یابد. مطالعات اقتصادسنجی روش‌های متفاوتی را برای محاسبه d پیشنهاد می‌کنند که کار پیچیده‌ای است. اولین روش توسط جوییک و هیوداگ^۴ معرفی شده است که از یک پردازنده نیمه‌پارامتری استفاده می‌کند. ساول^۵ و برین^۶ تابع درست‌نمایی فرایند $ARFIMA^7$ را برای Z_t حداکثر می‌کنند. رابینسون^۸ یک آزمون فرضیه صفر $d = 0$ را با استفاده از تابع چگالی فرآیند خطای Z_t پیشنهاد

-
1. Non-Mean Reverting
 2. Gil-Alana (2006)
 3. Persistence
 4. Geweke and –Hudak (1983)
 5. Sowell (1992)
 6. Beran (1995)
 7. Autoregressive Fractionally Integrated Moving-Average
 8. Robinson (1994)

می‌کند به طوری که d می‌تواند هر عدد حقیقی را شامل شود. یک روش ساده برای محاسبه d استفاده از معادله (۲) است. یک فرایند خود توضیح AR با مرتبه بی‌نهایت برای Z_t تصور کنید. معادله (۲) در بالا برای متغیر Z_t برابر می‌شود با جمله پسماند فرآیند خود توضیح:

$$(1-L)^d Z_t = Z_t - \varphi_1 Z_{t-1} - \varphi_2 Z_{t-2} - \dots = U_t \quad (3)$$

در اینجا U_t یک جمله اخلال است و ضرایب φ_j برای $j = 1, 2, \dots$ مقید شده‌اند به:

$$\begin{aligned} \varphi_1 &= d \\ \varphi_2 &= \left(\frac{1}{2}\right) d(1-d) \\ &\vdots \\ \varphi_j &= \left(\frac{1}{j!}\right) d(1-d)(2-d) \dots ((j-1)-d) \end{aligned}$$

گفتنی که φ_j با افزایش وقفه متغیر به سرعت به صفر نزدیک می‌شود. با این معادله می‌توان پارامتر تفاضلی کسری d را با روش حداقل مربعات غیرخطی NLS برآورد کرد. مزیت روش حداقل مربعات غیرخطی برای برآورد d این است که می‌تواند برای چارچوب‌های چند متغیره مورد استفاده قرار گیرد.^۱

ادبیات همجمعی در سال‌های اخیر به همجمعی کسری گسترش پیدا کرده است.^۲ با فرض یک بردار Z_t شامل چندین متغیر، می‌گوییم این متغیرها بطور کسری همجمع از درجه (d, b) شده‌اند به شرطی که اولاً همه عناصر Z_t ، $I(d)$ باشند و ثانیاً یک بردار ضرایب $\hat{\beta}$ وجود داشته باشد که $\hat{\beta}' Z_t$ ، $I(d-b)$ شود به طوری که $b \geq 0$ و $d \geq b$ باشد. برای آزمون همجمعی کسری دو قدم باید انجام دهیم. اول همه عناصر Z_t مورد آزمون قرار گرفته و درجه جمعی کسری آنها محاسبه شود. ثانیاً اگر عناصر دارای درجه $d > \frac{1}{4}$ بودند، جملات پسمان رگرسیون همجمعی را برای تعیین درجه همجمعی کسری معادله آزمون کنیم. اگر بتوانیم فرض صفر مبنی بر اینکه $d > \frac{1}{4}$ را رد کنیم می‌توان گفت رگرسیون برآوردی به طور کسری همجمع شده است. همین طور برای هر

1. Galeotti (2008)

۲. برای مثال دیویدسون (۲۰۰۲) و کپورال و جی‌النا (۲۰۰۴)

کشور اگر فرض صفر به نفع $d < \frac{1}{p}$ را نتوان رد کرد می‌گوییم سری زمانی بطور کسری همجمع نشده‌اند. کریمر^۱ نشان داده است که اگر فرآیند خودتوضیح سریعاً به سمت بی‌نهایت نرود آزمون ریشه واحد دیکی فولر برای این آزمون سازگار است. رابینسون و گرنجر^۲ نشان داده‌اند که همجمعی کسری می‌تواند به دلیل جمع شدن متغیر براساس یک فرآیند خودتوضیحی به وجود آید.

۵. آزمون همجمعی، تخمین و تفسیر ضرایب

توسعه اقتصادسنجی در سال‌های اخیر آزمون‌های متعددی را برای تعیین درجه جمعی و آزمون همجمعی داده‌های تابلویی ارائه کرده است. میان معروف‌ترین این آزمون‌ها می‌توان به آزمون ارائه شده توسط لوین و لین^۳، ایم، پسران و شین^۴، و هادری^۵ اشاره کرد. یک کار مشابهی در مقاله استرن (۲۰۰۴) و پرمن و استرن (۱۹۹۹ و ۲۰۰۳) انجام گرفته که براساس آزمون همجمعی داده‌های تابلویی وجود منحنی محیط زیست کوزنتس را منکر شده‌اند.

نتایج آزمون معمول همجمعی از جمله آزمون HADRI و IPS در مورد داده‌های مورد استفاده نشان‌دهنده عدم وجود همجمعی بین داده‌ها است. همین امر ما را ترغیب به استفاده از آزمون همجمعی کسری در داده‌ها می‌کند تا بتوانیم با اطمینان و سواس بیشتری ارتباط بلندمدت میان داده‌ها را مورد تحلیل قرار دهیم.

در آزمون همجمعی معمول در داده‌های تابلویی، درجه جمعی مقید به یک عدد صحیح واحد یا صفر است. اما در آزمون همجمعی کسری ما داده‌ها را از این قید رها می‌کنیم و به آنها اجازه می‌دهیم از هر درجه‌ای با هم همجمع شوند. در حالت اخیر هر ترکیب خطی از متغیرها در بلندمدت (در اینجا منحنی محیط زیست کوزنتس) زمانی می‌تواند وجود داشته باشد که داده‌ها جمعی از مرتبه صفر باشند. توسعه اخیر اقتصادسنجی در مبحث همجمعی این امکان را فراهم می‌کند تا همجمعی کسری را در مورد داده‌ها بررسی و آزمون کنیم. در اینجا دیگر نیازی نیست درجه جمعی سری‌های زمانی عددی صحیح باشد. همجمعی کسری به ما کمک می‌کند تا

1. Kramer (1998)
2. Robinson (1978) and Granger (1980)
3. Levin and Lin (1992, 1993)
4. Im, Pesaran and Shin (2003)
5. Hadri (2000)

اطلاعات بیشتری از سری‌های زمانی نامانا استخراج کنیم و یک مجموعه امکاناتی را برای سری‌های زمانی برای همجمعی و نهایتاً وجود منحنی کوزنتس ایجاد می‌کند. برخلاف چارچوب قبلی که یک حالت صفر و یک برای وجود همجمعی میان داده‌ها را ارائه می‌کرد. در این قسمت مقدار d با برآورد معادله رگرسیونی زیر با استفاده از نرم‌افزار EViews برآورد شده است. Z_t ها متغیرهای داخل الگوی اصلی هستند و J حداقل وقفه‌ای است که در آن معادله مذکور مشکل خودهمبستگی ندارد. در اینجا تعداد وقفه‌ها با استفاده از آماره h داربین واتسن انتخاب شده است.

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_j Z_{t-j} \quad (4)$$

برآورد برای ۴ متغیر CO_2 ، تولید ناخالص سرانه، $gdpp$ ، مربع تولید ناخالص سرانه، $gdpp^2$ و مکعب تولید ناخالص سرانه، $gdpp^3$ برای ۲۷ کشور با درآمد متوسط پایین انجام شده است. انتخاب کشورها مطابق با طبقه‌بندی بانک جهانی است. تعداد وقفه‌ها برای متغیرها به ترتیب ۹، ۱۱، ۹ و ۱۲ تعیین شده است. نتایج در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج برای متغیر CO_2 نشان می‌دهد که مقدار d برای ۵ کشور کامرون، ساحل عاج، گواتمالا، اردن و سریلانکا کمتر از ۰/۵ است. برای تولید ناخالص ملی سرانه نیز برای ۳ کشور سودان، سوریه و مراکش مقدار d کمتر از ۰/۵ است. همچنین برای مکعب متغیر درآمد سرانه، مقدار d برای ۷ کشور کامرون، کنگو، مصر، هندوراس، اندونزی، مراکش و تایلند کمتر از ۰/۵ است. از آنجایی که سری‌های زمانی برای اکثر کشورها به طور کسری نامانا هستند ($d > \frac{1}{4}$) باید در مورد میزان اعتماد به نتایج نگران باشیم اما از آنجایی که این امکان وجود دارد که میان سری‌های زمانی همجمعی وجود داشته باشد، وجود همجمعی کسری در داده‌های سری زمانی را باید آزمون کنیم. برای اینکه مشکل جعلی بودن برآوردها را از بین ببریم، سری‌هایی را که مقدار d آنها کمتر از ۰/۵ است را از نمونه حذف می‌کنیم.^۱ در جدول ۴، معادله (۴) برای جملات اخلاص ۲ مدل مربع و مکعب (معادلات (۵) و (۶)) برآورد شده است.

در مدل اول، ۸ کشور کامرون، ساحل عاج، گواتمالا، اردن و سریلانکا، سودان، سوریه و مراکش از نمونه حذف شده‌اند. زیرا متغیرهای CO_2 و $GDPP$ و $GDP\ square$ در این کشورها

۱. گالوتی و دیگران (۲۰۰۸)، ص ۵۵۹

تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش همجمعی کسری ۱۴۱

دارای درجه جمعی یکسان نیستند. در مدل دوم، علاوه بر ۸ کشور مذکور، ۵ کشور کنگو، مصر، هندوراس، اندونزی و تایلند که مربع متغیر درآمد سرانه آنها $(d < \frac{1}{4})$ هستند از نمونه حذف شده‌اند.

جدول ۳. برآورد مقدار d در ۲۷ کشور با درآمد سرانه متوسط پایین برای متغیرهای الگو

Gdpp cubic	Gdpp square	gdpp	Co2	کشور
۰/۹۴۷	۱/۳۰۴	۱/۳۰۸	۰/۷۹۹	آلبانی
۱/۸۱۵	۱/۶۵۸	۱/۷۴۴	۰/۶۱۲	انگولا
۱/۳۶۱	۱/۶۱۸	۱/۴۵۹	۰/۸۶۳	بولیوی
۰/۰۰۵	۰/۹۷۲	۰/۶۲۰	۰/۳۴۲	کامرون
۲/۸۲۷	۲/۹۴۳	۲/۵۲۸	۱/۳۰۲	چین
۰/۳۸۱	۱/۱۷۸	۰/۸۳۳	۰/۹۳۱	کنگو
۰/۷۷۷	۱/۰۸۵	۱/۰۲۷	۰/۴۷۷	ساحل عاج
۰/۷۱۳	۱/۰۸۵	۱/۰۰۲	۰/۷۰۸	اکوادور
۰/۱۵۴	۱/۴۹۳	۱/۱۵۰	۰/۷۰۸	مصر
۱/۰۲۶	۱/۵۵۹	۱/۰۸۷	۰/۷۱۸	السالوادور
۰/۹۵۳	۱/۱۷۵	۱/۲۱۵	۰/۳۶۲	گواتمالا
۰/۴۵۶	۱/۹۱۳	۱/۳۵۶	۰/۵۱۶	هندوراس
۲/۱۳۰	۲/۵۹۸	۲/۰۳۲	۰/۸۲۴	هند
۰/۲۳۵	۱/۳۰۴	۰/۷۲۷	۰/۴۷۲	اندونزی
۰/۸۰۰	۱/۰۲۷	۰/۶۹۳	۰/۸۲۱	ایران
۰/۸۷۴	۱/۲۵۲	۰/۵۹۴	۰/۱۶۲	اردن
۰/۱۶۲	۰/۵۵۹	۰/۳۹۴	۱/۱۸۴	مراکش
۱/۴۵۱	۱/۱۳۶	۱/۱۰۵	۱/۰۵۰	نیکاراگوئه
۱/۳۰۲	۱/۴۲۸	۱/۲۵۹	۰/۸۳۶	نیجریه
۱/۲۱۹	۱/۵۳۵	۱/۳۵۶	۰/۷۹۸	پاکستان
۰/۸۱۷	۱/۲۵۶	۱/۱۹۰	۱/۰۵۳	پاراگوئه
۱/۵۹۷	۱/۶۹۲	۱/۴۰۹	۱/۱۶۶	فیلیپین
۱/۳۴۱	۱/۲۴۳	۱/۳۴۹	۰/۲۴۸	سرلانکا
۰/۹۲۳	۱/۰۷۳	۰/۴۴۲	۰/۷۳۹	سودان

۱۴۲ فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی سال دوم شماره ۵

۰/۷۳۶	۰/۴۹۲	۰/۳۰۸	۰/۸۵۰	سوریه
-۰/۲۷۳	۱/۵۵۱	۰/۳۰۵	۱/۱۴۳	تایلند
۰/۸۵۴	۱/۴۱۴	۱/۲۶۲	۰/۹۲۹	تانزانیا

جدول ۴. آزمون همجمعی کسری، برآورد پارامتر d برای جملات خطا

کشور	مدل اول (بدون مکعب درآمد سرانه)	مدل دوم (با مکعب درآمد سرانه)
آلبانی	۱/۲۶۸	۱/۳۶۳
انگولا	۰/۲۸۱	۰/۴۰۶
بولیوی	۰/۳۷۶	۰/۲۳۴
چین	۱/۲۲۲	۱/۴۲۰
کنگو	۰/۴۰۹	-
اکوادور	۰/۵۳۵	۰/۳۸۶
مصر	۰/۴۲۰	-
السالوادور	-۰/۱۹۵	۰/۱۸۶
هندوراس	۰/۶۸۹	-
هند	۰/۵۶۳	۰/۲۲۷
اندونزی	۰/۸۳۸	-
ایران	-۰/۱۵۳	۰/۷۱۶
نیکاراگوئه	۰/۴۶۴	۰/۳۶۳
نیجریه	۰/۲۶۲	۰/۷۵۶
پاکستان	۰/۳۰۱	۰/۴۵۰
پاراگوئه	۰/۴۵۴	۰/۹۰۴
فیلیپین	۰/۷۳۸	۰/۶۵۸
تایلند	۰/۹۳۶	-
تانزانیا	۰/۳۷۰	۰/۴۶۶

در مدل اول که مکعب تولید ناخالص ملی سرانه را به عنوان متغیر توضیحی وارد معادله نکرده‌ایم، سری‌های زمانی فقط برای ۱۱ کشور آنگولا، بولیوی، کنگو، مصر، السالوادور، ایران، نیکاراگوئه، نیجریه، پاکستان، پاراگوئه و تانزانیا همجمع شده‌اند و در مدل دوم برای ۸ کشور آنگولا، بولیوی، اکوادور، السالوادور، هند، نیکاراگوئه، پاکستان و تانزانیا همجمع شده‌اند.

۵-۱. برآورد منحنی محیط زیست کوزنتس

برای برآورد منحنی محیط زیست کوزنتس ما دو معادله (۵) و (۶) را برآورد می‌کنیم. برای اطمینان از اینکه ضرایب متغیرها اطلاعات واقعی و غیرجعلی را به ارمغان بیاورند، سری‌هایی که مطابق با بخش پیشین مقاله، به طور کسری همجمع نشده باشند را از نمونه حذف می‌کنیم. به همین خاطر برای معادله (۵) از داده‌های تلفیقی ۱۱ کشور و دوره ۲۷ ساله و برای معادله (۶) از ۸ کشور برای دوره ۲۷ ساله استفاده شده است.

$$\log(Co_2) = \alpha + \beta_1 \log\left(\frac{GDP}{P}\right) + \beta_2 \left(\log\left(\frac{GDP}{P}\right)\right)^2 \quad (5)$$

$$\log(Co_2) = \alpha + \beta_1 \log\left(\frac{GDP}{P}\right) + \beta_2 \left(\log\left(\frac{GDP}{P}\right)\right)^2 + \beta_3 \left(\log\left(\frac{GDP}{P}\right)\right)^3 \quad (6)$$

نتایج در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. برآورد منحنی محیط زیست کوزنتس

کشور	α	β_1	β_2
آنگولا	۲۶/۱۹	-۵/۱۶ (۰/۱۴)	۰/۳۶ (۰/۰۹)
بولیوی	۸/۳۸	-۰/۳۸ (۰/۹۵)	۰/۰۵ (۰/۸۸)
کنگو	۱۳/۲۷	-۰/۴۵ (۰/۹۱)	-۰/۰۵ (۰/۸۳)
مصر	۳۵/۳۶	-۶/۸۲ (۰/۰۰)	۰/۴۴ (۰/۰۰)
السالوادور	-۴۷/۸۹	۱۲/۷۹ (۰/۰۰)	-۰/۷۱ (۰/۰۰)
ایران	-۹/۷۳	۳/۸۴ (۰/۱۷)	-۰/۱۷ (۰/۲۸)
نیکاراگوئه	-۲۸/۳۲	۸/۵۶ (۰/۵۲)	-۰/۴۸ (۰/۵۸)
نیجریه	۳۹/۵۹	-۸/۸۱ (۰/۰۱)	۰/۶۱ (۰/۰۱)
پاکستان	-۲/۹۵	۲/۵۰ (۰/۱۶)	-۰/۱۲ (۰/۳۲)
پاراگوئه	-۳۲/۴۸	۹/۳۵ (۰/۱۵)	-۰/۵۲ (۰/۱۹)
تانزانیا	-۱/۴۰	۲/۲۸ (۰/۲۴)	-۰/۱۱ (۰/۳۳)

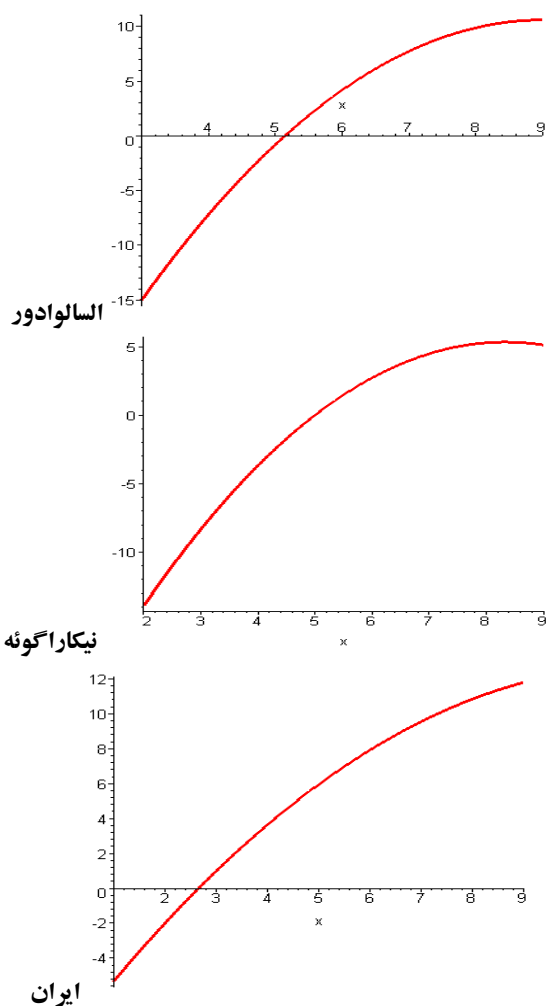
در این جدول معادله زیر به روش اثرات ثابت در نرم‌افزار

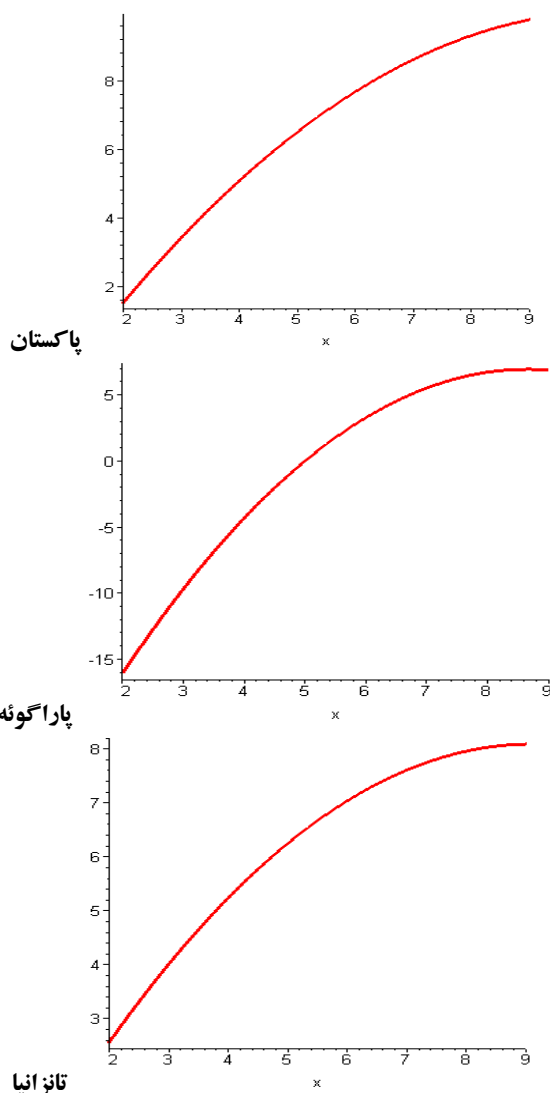
EViews برآورد شده است. اعداد داخل پرانتز ارزش احتمالی

است (p value).

$$\log(Cor) = \alpha + \beta_1 \log\left(\frac{GDP}{P}\right) + \beta_2 \left(\log\left(\frac{GDP}{P}\right)\right)^2$$

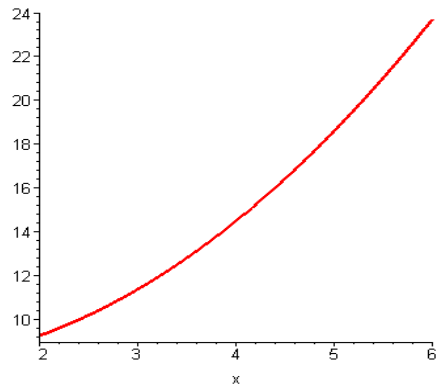
نتایج برآوردها نشان می‌دهد منحنی کوزنتس برای کشورهای السالوادور، نیکاراگوئه، ایران، پاکستان، پاراگوئه و تانزانیا شکل معمول و قابل انتظار خود را دارد و به صورت مقعر با افزایش درآمد سرانه ابتدا افزایش می‌یابد و سپس رو به کاهش می‌گذارد. منحنی کوزنتس برای کشورهای مذکور در نمودار ۱ رسم شده است.



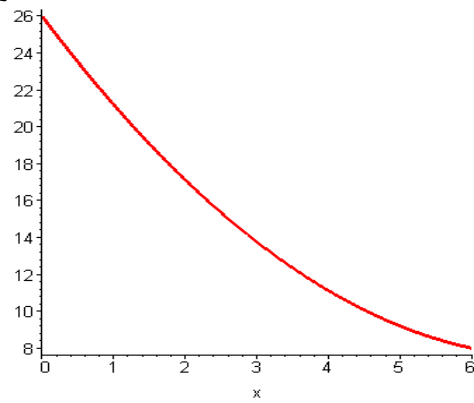


نمودار ۱. رسم منحنی کوزنتس برای کشورهای نمونه با استفاده از نرم افزار *Maple 8*

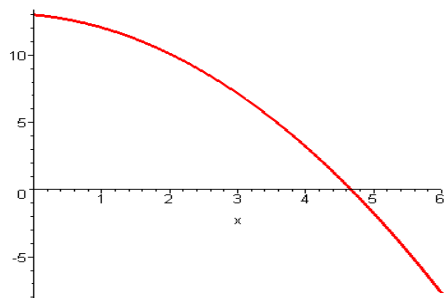
برای کشور بولیوی منحنی کوزنتس به صورت فزاینده در حال افزایش است و کشورهای آنگولا، کنگو، مصر و نیجریه دارای منحنی‌های غیرمعمول کاهنده است که یا در سمت رأس منحنی کوزنتس در حال کاهش آلودگی هوا هستند و یا اطلاعات داخل نمونه‌های مذکور اطلاعات مفیدی را نمی‌دهند. نمودار منحنی کشورهای مذکور در نمودار ۲ رسم شده است.



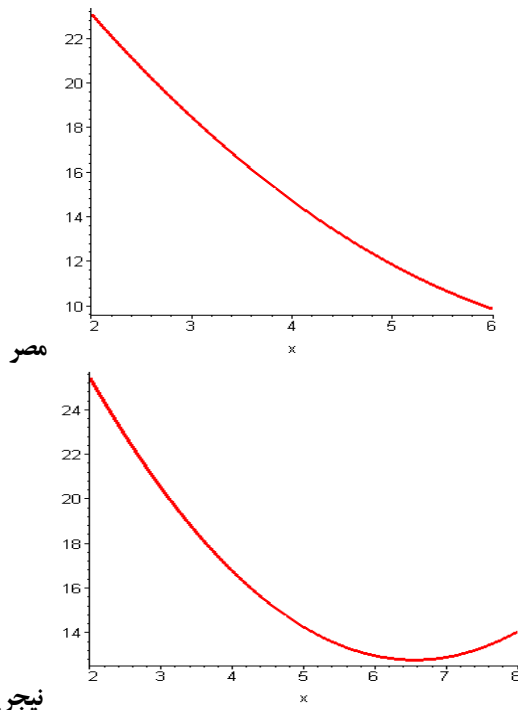
بولیوی



آنگولا



کنگو



نمودار ۲. رسم منحنی کوزنتس برای کشورهای نمونه با استفاده از نرم افزار Maple 8

۶. نتیجه گیری

تئوری ECK که برای اولین بار توسط کروسمن و کروگر (۱۹۹۱) با بیان یک رابطه درجه دوم بیان شد، مورد نقد قرار گرفت، از آن دفاع شد و نهایتاً دوباره مورد انتقاد قرار گرفت. در طول این دوران موافقان و مخالفان تئوری منحنی محیط زیست کوزنتس به سهم خود موجب توسعه ادبیات شدند اما هنوز سؤال‌هایی حول موضوع منحنی محیط زیست کوزنتس وجود دارد که هنوز جوابی برای آنها داده نشده است. از جمله انتقادهای اخیر که به مطالعات مربوط به ارزیابی منحنی محیط کوزنتس وارد شده است مربوط به ناکافی بودن آزمون‌های آماری است. در دهه اخیر با مطرح شدن مفهوم همجمعی این سؤال مطرح شده است که آیا واقعاً رابطه بلندمدتی میان درآمد و آلودگی محیط زیست به شکل U معکوس وجود دارد؟ زیرا اگر چه مطالعات تا آن زمان مبین ارتباطی معنادار از نوع درجه دوم میان درآمد و آلودگی محیط زیست بودند اما این نگرانی وجود داشت که برآوردها دچار مشکل جعلی بودن تخمین شده باشند. زیرا به دلیل اینکه متغیرها در

طول زمان مانا نیستند این انتظار می‌رود که رابطه‌ای معنادار با قدرت توضیح‌دهندگی بالا میان متغیرها ارائه شود. همچنین مطابق با ادبیات مربوط به آزمون همجمعی استرن (۲۰۰۴) و پرمن و استرن (۱۹۹۹ و ۲۰۰۳) وجود همجمعی در داده‌های تابلویی را در مورد منحنی محیط زیست کوزنتس آزمون کردند و شواهدی ارائه دادند که وجود منحنی محیط زیست کوزنتس را تأیید نمی‌کند. رویکرد جدید اقتصادسنجی در مورد همجمعی کسری به ما کمک می‌کند تا از داده‌های نمونه اطلاعات بیشتری را استخراج کنیم. در آزمون همجمعی معمول، درجه جمعی فقط می‌تواند اعدادی صحیح بگیرد. در این چارچوب متغیرها باید دارای درجه جمعی صفر باشند اما اگر چنین نشد امکان وجود همجمعی در معادله تخمین زده شده وجود دارد. در آزمون جمعی و همجمعی کسری میان متغیرها، درجه جمعی، هر عدد حقیقی را می‌تواند به خود بگیرد. در این چارچوب متغیری مانا است که دارای درجه جمعی کمتر از $1/2$ باشد زیرا در این صورت است که سری زمانی در صورت وارد کردن شوک به مقدار میانگین خود باز می‌گردد.

در این مقاله آزمون همجمعی در داده‌های تابلویی به کمک آماره IPS و HADRI انجام شد که آماره IPS نشان‌دهنده وجود همجمعی در داده‌ها بود در حالی که آماره HADRI شواهدی برای وجود همجمعی ارائه نداد. پس از این با استفاده از آزمون جمعی کسری متغیرهای دی‌اکسید کربن، درآمد سرانه، مربع درآمد سرانه و مکعب درآمد سرانه آزمون شدند. پس از استخراج کشورهای سری‌های زمانی در آن هم درجه هستند معادله (۵) و (۶) برای این نمونه منتخب آزمون شد. برای تخمین معادله (۵)، ۸ کشور کامرون، ساحل عاج، گواتمالا، اردن و سریلانکا، سودان، سوریه و مراکش از نمونه حذف شده‌اند زیرا متغیرهای دی‌اکسید کربن، تولید سرانه و مربع تولید سرانه در این کشورها دارای درجه جمعی یکسان نیستند و برای تخمین معادله (۶)، ۸ کشور مذکور به علاوه ۵ کشور کنگو، مصر، هندوراس، اندونزی و تایلند که مربع متغیر درآمد سرانه آنها کمتر از $0/5$ است از نمونه حذف شده است. پس از تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس برای این مجموعه کشورها، آزمون همجمعی کسری انجام شده و کشورهایی که معادله برآورد شده برای آنها همجمع نشده‌اند از نمونه حذف شده است. در تخمین معادله (۵) که مکعب تولید ناخالص ملی سرانه به عنوان متغیر توضیحی وارد نشده است، سری‌های زمانی فقط برای ۱۱ کشور آنگولا، بولیوی، کنگو، مصر، السالوادور، ایران، نیکاراگوئه، نیجریه، پاکستان، پاراگوئه و تانزانیا همجمع شده‌اند. در تخمین معادله (۶)، سری‌های زمانی برای ۸ کشور آنگولا، بولیوی،

تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش همجمعی کسری ۱۴۹

اکوادور، السالوادور، هند، نیکاراگوئه، پاکستان و تانزانیا همجمع شده‌اند. در مرحله سوم، منحنی محیط زیست کوزنتس با متغیر مکعب درآمد سرانه برای ۸ کشور و منحنی محیط زیست کوزنتس بدون متغیر مربع درآمد سرانه برای ۱۱ کشور برآورد شده است. داده‌ها نشان‌دهنده یک رابطه U شکل معکوس برای ۶ کشور السالوادور، نیکاراگوئه، ایران، پاکستان، پاراگوئه و تانزانیا است. برای کشور بولیوی منحنی کوزنتس به صورت فزاینده در حال افزایش است و کشورهای آنگولا، کنگو، مصر و نیجریه دارای منحنی‌های غیرمعمول کاهنده هستند که یا در سمت رأس منحنی کوزنتس در حال کاهش آلودگی هوا هستند و یا مشاهدات نمونه اطلاعات مفیدی را نمی‌دهند.

منابع

الف - فارسی

- ارباب، حمیدرضا و زهره عباسی‌فر (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه آلودگی آب و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته»، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال اول، شماره ۳، صفحات ۱۷-۱.
- برقی اسگویی، محمد مهدی (۱۳۸۳)، «آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در منحنی زیست محیطی کوزنتس»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۲.
- بهرامی، جاوید، خیابانی، ناصر و مرتضی قاضی (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه علیت بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی مطالعه موردی کشورهای صادرکننده نفت»، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال اول، شماره ۲، صفحات ۵۸-۲۳.
- پژویان، جمشید و نیلوفر مرادحاصل (۱۳۸۶)، «بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هفتم، شماره چهارم، صفحات ۱۴۱-۱۶۰.
- پورکاظمی، محمدحسین و ایلناز ابراهیمی (۱۳۸۷)، «بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاور میانه»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۴، صفحات ۷۱-۵۷.
- صادقی، حسین و رحمان سعادت (۱۳۸۳)، «رشد جمعیت، رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۴، بهار ۸۳، صفحات ۱۸۰-۱۶۳.
- صادقی، سیدکمال، اکبری، اکبریم و سیاب ممی‌پور (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه کوزنتسی در کشورهای اسلامی منتخب با تأکید بر کارایی محیط زیست رهیافت تحلیل پوششی داده‌ها»، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال اول، شماره ۲، صفحات ۱۴۸-۱۲۷.

ب- انگلیسی

- Andreoni James and Arik Levinson (2001), "The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve", *Journal of Public Economics*, No. 80, pp. 269-286.
- Beran, J. (1995), "Maximum Likelihood Estimation of the Differencing Parameter for Invertible Short and Long Memory Autoregressive Integrated Moving Average Models", *J R Stat Soc B*, No. 57, pp. 654-672.
- Bruvoll, Annegrete and Hege Medin (2003), "Factors Behind the Environment Kuznets Curve", *Environmental and Resource Economics*, No. 24.
- Bruyn, M. Sander (1997), "Explaining the Environmental Kuznets Curve The case of Sulphur Emissions", *Faculteit der Economische Wetenschappen en Econometric*.
- Caporale, G. M., and Gil-Alana LA (2004), "Fractional Cointegration and Real Exchange Rates", *Rev Finan Econ*, No. 13, pp. 327-340.
- Chaudhuri, Shubham and Alexander S.P. Pfaff (2002), "Economic Growth and the Environment: What Can we Learn from Household Data?", department of economics, Colombia university, discussion paper.
- Coria, Jessica and Thomas Sterner (2008), "Tradable Permits in Developing Countries: Evidence from Air Pollution in Santiago, Chile", working paper, Resources for the Future.
- Culas, Richard J. (2012), "REDD and Forest Transition: Tunneling through the Environmental Kuznets Curve", *Ecological Economics*, Vol. 79, July, pp. 44-51.
- Davidson, J. (2002), "A Model of Fractional Cointegration, and Tests for Cointegration Using the Bootstrap", *J Econom*, No. 110, pp. 187-212.
- De Bruyn, S. M., Bergh, Van Den, J. C. J. M. and J. B. Opschoor (1998), "Economic Growth and Emissions: Reconsidering Theempirical Basis of Environmental Kuznets Curves", *Ecological Economics*, No. 25, pp. 161-175.
doi:10.1006/jeem.1994.1031
doi:10.1016/j.rfe.2003.12.001
- Ehrhardt, Karen, *et al* (2002), "Deforestation and Environment Kuznets Curve: A Cross-national Investigation of Intervening Mechanisms", *Social Science Quarterly*, Vol. 83, No. 1.
- Galeotti, Marzio, *et al* (2008), "On the Robustness of Robustness Checks of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis", *Environ Resource Econ*, No. 42, pp. 551-574.
- Geweke, J. and S. Porter-Hudak, (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *J Time Ser Anal*, No. 4, pp. 221-238.

- Grossman, G. and A. B. Krueger (1993), "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", In: Garber P (ed) *The US-mexico free trade agreement*, MIT Press, Cambridge.
- Grossman, M. Gene and Alan B. Krueger (1995), "Economic Growth and Environment", President and Fellows of Harvard College and the Massachusetts institute of technology.
- International Energy Agency (2009), Co2 Emissions from Fuel Combustion, highlights.
- Krämer W. (1998), "Fractional Integration and the Augmented Dickey-Fuller Test", *Econ Lett*, No. 61, pp. 269-272.
- Levin, A., Lin. C. F. and C. S. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, No. 108, pp. 1-24.
- Panayotou, T. (1994), "Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development", *Pac Asian J Energ*, No. 4, pp. 23-42.
- Paudel, P. Krishna and Mark J. Schafer (2009), "The Environmental Kuznets Curve Under a New Framework: The Role of Social Capital in Water Pollution", *Environ Resource Econ*, No. 42, pp. 265-278.
- Perman, R. and D. I. Stern (1999), "The Environmental Kuznets Curve: Implications of Non-stationarity", Centre for Resource and Environmental Studies, Working papers in ecological economics No. 9901.
- Perman, R. and D. I. Stern (2003), "Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests that the Environmental kuznets Curve Does not Exist", *Aust J Agric Resour Econ*, No. 47, pp. 325-347.
- Pfaff, S. P. Alexander, et al (2002), "Endowment, Preference, Abatement and Voting, Department of Economics", Columbia University, discussion paper, No. 654.
- Robinson, P. M. and F. Iacone (2005), "Cointegration in Fractional Systems with Deterministic Trends", *J Econom*, No. 129, pp. 263-298.
- Selden, M. Thomas (1993), "Neoclassical Growth, the J Curve For Abatement and the Inverted U Curve for Pollution", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 29, pp. 162-168.
- Selden, M. Thomas (1994), "Environment Quality and Development", *Journal of Environmental Economics and Management*, No. 27, pp. 147-162.
- Selden, T. M. and D. Song (1994), "Environmental Quality and Development: is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions", *J Environ Econ Manage*, No. 27, pp. 147-162,

- Shafik, Nemat and Sushenjit Bandyopadhyay (1992), "Economic Growth and Environment Quality, Office of Vice President Development Economics", working paper, World Bank.
- Shahbaz, Muhammad, Hooi Hooi Lean and Muhammad Shahbaz Shabbir (2012), "Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger Causality", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 16, I. 5, June, pp. 2947-2953.
- Silva, S. de, Hadri, K. and A. R. Tremayne (2009), "Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-sectional Dependence: Finite Sample Performance and an Application", *Econometrics Journal, Royal Economic Society*, Vol. 12, No. 2, pp. 340-366.
- Spangenberg, H. Joachim (2001), "The Environmental Kuznets Curve: A Methodological Artefact?", *Population and Environment*, Vol. 23, No. 2, November 2001.
- Stern, I. David (2003), "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve", Department of Economics, Rensselaer Polytechnic Institute.
- World Bank Report (1992), *Development and the Environment*, Oxford University Press.