فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی
سال اول، شماره ۲، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۵۷-۲۳

بررسی رابطه علیت بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای صادرکننده نفت)

دکتر جاوید بهرامی*، دکتر ناصر خیابانی و مرتضی قاضی*****

تاریخ دریافت: ۲۰ فروردین ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: ۳۰ آذر ۱۳۹۰

مطالعات تجربی روی منحنی کوزنتس محیط زیستی (EKC)، وجود داشتن یا وجود نداشتن یک رابطه به شکل U برعکس بین سطح آلودگی و سطح درآمد را مورد بررسی قرار می‌دهند. به‌طور معمول، آنچه که در الگوهای EKC به عنوان پیش‌فرض در نظر گرفته می‌شود آن است که رابطه بین درآمد سرانه و انتشار آلودگی، تنها یک رابطه علیت یک‌طرفه از درآمد به تغییرات محیط زیستی است و عکس آن درست نیست. اکنون دیگر اعتبار و صحت این پیش‌فرض مورد پرسش قرار گرفته است. می‌توان این ادعا را مطرح نمود که ممکن است ماهیت و جهت علیت بین رشد اقتصادی و انتشار آلودگی، بسته به اینکه کشورها در چه مرحله‌ای از توسعه و پیشرفت قرار دارند، از یک کشور به کشور دیگر متفاوت باشد. در این تحقیق به بررسی تجربی رابطه علّی رشد اقتصادی و انتشار آلودگی، مبتنی بر آزمون دومرحله‌ای علیت گرانجری بین درآمد سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن، در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه صادرکننده نفت در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ پرداخته شد. نتایج نشان داد که در حالت همگنی کوتاه‌مدت و بلندمدت و همچنین حالت ناهمگنی کوتاه‌مدت و همگنی بلندمدت، رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه از درآمد به انتشار و در بلندمدت رابطه علیت قوی دوطرفه بین انتشار و درآمد وجود دارد. افزون بر این، در حالت همگنی کوتاه‌مدت و ناهمگنی بلندمدت، رابطه علیت دوطرفه بین انتشار و درآمد در کل پانل برقرار است. آزمون‌های علیت تک‌کشوری، یعنی حالت ناهمگنی ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز نشان می‌دهند که جهت علیت بلندمدت و کوتاه‌مدت

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی bahrami@atu.ac.ir
** استادیار مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی n.khiabani@imps.ac.ir
*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی mgh1980@gmail.com

در کشورهای صادرکننده نفت متفاوت است که علت این مسئله می‌تواند تفاوت‌های ساختاری و اقتصادی این کشورها باشد.

واژه‌های کلیدی: انتشار دی‌اکسیدکربن، رشد اقتصادی، علیت پانلی.
طبقه‌بندی JEL: Q5، O44، C33.

۱. مقدمه

رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیستی سالهاست که موضوع بحث‌های طولانی بین اقتصاددانان است. بیشتر تحقیقات اقتصادی صورت گرفته در زمینه اقتصاد محیط زیست، به دنبال این مسئله بوده‌اند که ارتباطی معنادار بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی بیابند. نتیجه تحقیقات صورت‌گرفته در این زمینه باعث شده تا الگویی کاربردی با عنوان منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) بوجود بیاید. الگوی EKC که یک رابطه U شکل معکوس بین تخریب محیط‌زیست (انتشار آلودگی) و درآمد سرانه (رشد اقتصادی) را نشان می‌دهد، بیان می‌دارد که تخریب محیط زیست ابتدا همگام با افزایش درآمد سرانه یک کشور افزایش می‌یابد، اما متعاقباً پس از رسیدن به سطحی معین از رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست متوقف شده و سپس کاهش می‌یابد.

نکته مهمی‌که وجود دارد آن است که در الگوهای EKC این پیش‌فرض در نظر گرفته می‌شود که رابطه بین درآمد سرانه و انتشار آلودگی، تنها حاکی از وجود یک رابطه علیت یک‌طرفه بین این دو متغیر است. به عبارت دیگر، این درآمد است که موجب ایجاد تغییرات محیط زیستی می‌شود و عکس آن درست نیست. این پیش‌فرض در مورد جهت علیت می‌تواند مانع از فهم کامل‌تر ماهیت صحیح رابطه بین محیط زیست و درآمد شود. افزون بر این، جهت علیت بین کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی، دلالت‌های سیاستی قابل توجه و مهمی دارد و لذا تمام پیش‌فرض‌های این‌چنینی ممکن است منتهی به نتایج سیاستی غلط شوند. در سال‌های اخیر اعتبار و صحت این پیش‌فرض مورد پرسش قرار گرفته است.[1] این امکان وجود دارد که ماهیت و جهت علیت بین رشد اقتصادی و انتشار آلودگی، از یک کشور به کشور دیگر متفاوت باشد. در مدل‌های پانلی، این تفاوت در ناهمگنی در مقاطع پانل بروز می‌کند. تا پیش از سال ۱۹۹۹ در

1. Coondoo and Dinda (2002)

بررسی‌های روابط علیتی در داده‌های پانل، از روش‌های سنتی اقتصادسنجی مانند روش گرانجری استفاده می‌شد. اما توسعه روش‌های هم‌انباشتگی پانل در یک دهه اخیر، امکان تفکیک و بررسی روابط علّی بلندمدت و دینامیسم کوتاه‌مدت را در داده‌های پانلی با پذیرفتن فرض ناهمگنی کشورها میسر نمود. در این مقاله ما به بررسی تجربی رابطه علّی بین رشد اقتصادی و انتشار آلودگی، مبتنی بر آزمون دومرحله‌ای علیت گرانجری بین درآمد سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن، در بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه صادرکننده نفت با دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ می‌پردازیم. مطالعه با تأکید بر وجود ناهمگنی در بین کشورهای صادرکننده نفت، آزمون‌های ناهمگنی پانل را نیز مدنظر قرار می‌دهد.

در ادامه مقاله، ابتدا در بخش دوم، مروری بر مبانی نظری و تجربی رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیستی و برخی عوامل مهم توضیح‌دهنده انجام می‌گیرد. افزون بر این، یک مدل ساده نظری برای تبیین این رابطه ارائه می‌گردد. سپس در بخش سوم، به برخی از مطالعات انجام‌گرفته در این زمینه اشاره می‌شود. بخش چهارم مقاله، به بیان چارچوب نظری بررسی رابطه علیت بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی و روش‌های اقتصادسنجی برآورد مدل می‌پردازد. در بخش پنجم، گزارش نتایج تجربی به‌دست آمده ارائه می‌شود و نهایتاً بخش پایانی مقاله به جمع‌بندی نتایج اختصاص داده شده است.

۲. مبانی نظری رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیستی

در این بخش تلاش خواهیم کرد که با رویکرد رابطه علّی بین درآمد و انتشار، به منحنی EKC بنگریم و آن را تحلیل کنیم. اگر رابطه علت- اثر را بین درآمد و انتشار مدنظر قرار دهیم، دو عبارت جانشین زیر را خواهیم داشت:

$$\text{انتشار} = f(\text{درآمد})$$
$$\text{درآمد} = g(\text{انتشار})$$

که f و g شکل تابعی رابطه‌ها را نشان می‌دهند.

عبارت اول را می‌توان به عنوان «منحنی انگل» برای انتشار آلودگی در نظر گرفت. با این تفسیر، فروض EKC به این معنا خواهد بود که کشش درآمدی انتشار آلودگی با افزایش در

درآمد تا حد صفر کاهش می‌یابد و در سطح درآمد حدی، منفی می‌شود.[۱] به عبارت دیگر، با در نظر گرفتن فروض EKC، همراه با رشد درآمد، وضعیت انتشار به تدریج از یک وضعیت ضروری به یک وضعیت پست تغییر می‌کند. بنابراین، این مسئله یک ترجیح آشکار افراد برای محیط زیست پاک‌تر در سطوح بالاتر زندگی است.

رابطه دوم، انتشار را به عنوان یک متغیر علت و درآمد را به عنوان یک متغیر اثر در نظر می‌گیرد. این رابطه را می‌توان به عنوان تفسیری از رابطه تولید در نظر گرفت. انتشار، نهاده اصلی برای تولید درآمد است و بدون انتشار، تولید درآمد غیرممکن است. اگر این تفسیر را با فروض EKC در کنار هم قرار دهیم، دو نظام تولیدی مختلف جداگانه مطرح خواهد شد. نظام تولیدی اول در رابطه با سطوح درآمد کمتر از درآمد حدی است. در این نظام، رشد درآمد نیاز به افزایش در انتشار دارد. نظام تولیدی دوم در رابطه با سطوح درآمدهای بالاتر از درآمد حدی است. مشخصه این نظام، کاهش انتشار همراه با رشد درآمد است.

باید این مسئله را یادآوری نمود که وابستگی مثبت بین درآمد و انتشار که در نظام اول مشخص شد، همان پدیده عمومی است که همه کشورهای توسعه‌یافته دنیای امروز در طول مرحله صنعتی شدن خود، آن را تجربه کرده‌اند. اما نظام دوم، ممکن است تحت شرایط جایگزین تحقق یابد. برای نمونه، اگر ترکیب تولید ناخالص داخلی یک کشور به تدریج از تولیداتی که انتشار بالا دارند به سمت خدماتی که انتشار کمتری دارند، تغییر کند، آن کشور ممکن است علاوه بر اینکه رشد اقتصادی را تجربه می‌کند، به همان اندازه کاهش در انتشار را نیز تجربه کند. این اعتقاد وجود دارد که این اتفاق، در برخی کشورهای توسعه‌یافته مانند آمریکا رخ داده است. ممکن است این نوع تغییر در ترکیب GDP در کشورهای توسعه‌یافته از طریق تجارت جهانی آسان گردد، به‌طوری که این کشورها می‌توانند تولیدات برخی کالاهای به شدت آلوده‌کننده خود را به کشورهای در حال توسعه منتقل کنند و خود واردکننده این تولیدات باشند. متناوباً، اگر در دوره توسعه، یک کشور قادر باشد که سوخت فسیلی سنتی را با منبع انرژی دیگری جایگزین کند، یعنی تلاش هوشیارانه‌ای برای بهبود یا حفاظت از محیط زیست انجام دهد، آنگاه حتی اگر درآمد آن کشور همچنان روی بخش صنعت متمرکز باشد و به این روند ادامه دهد، ممکن است یک وابستگی منفی نیز بین انتشار و درآمد ظاهر شود. بنابراین، به وضوح علیت عکس یک موضوع مهم خواهد بود و مسئله مورد توجهی برای کشورهایی خواهد بود که از سوخت سنتی استفاده

۱. درآمد حدی یعنی سطح درآمدی که در آن کشش درآمدی صفر شده است.

می‌کنند که برای این کشورها، همانطور که درآمد در طول زمان افزایش می‌یابد، سهم صنعت در GDP به افزایش یافتن ادامه می‌دهد.

برای تفسیر فروض EKC، ممکن است بتوان دو نوع علیت بالا را نیز ترکیب کرد. بنابراین می‌توان گفت که علیت از انتشار به درآمد، در بخش افزایشی EKC، متناظر با سطوح پایین‌تر درآمد عمل می‌کند. هنگامی که برای اولین بار سطح درآمد حدی به‌دست می‌آید، یک تقاضای اجتماعی قوی برای محیط زیست پاک‌تر، اقتصاد را به یک تغییر تدریجی به سمت تکنولوژی‌های تولید که آلودگی کمتری انتشار می‌دهند، سوق می‌دهد. بنابراین، هنگامی که فرض برقرار می‌شود، می‌توان گفت که علیت از درآمد به انتشار در بخش کاهشی EKC، عمل می‌کند.[1]

ماهیت رابطه علیت بین درآمد و انتشار را که یک اقتصاد می‌تواند تجربه کند، ممکن است به ویژگی‌های مختلف ساختاری آن اقتصاد وابسته باشد. در ادامه تنها به ۳ ویژگی مهم اشاره می‌شود.

سهم GDP

ترکیب بخشی GDP یا GDP یک اقتصاد می‌تواند یک تعیین‌کننده مهم رابطه بین انتشار و درآمد باشد. مطمئناً سهم بالای بخش صنعت در GDP کل، با سطح بالاتری از مصرف انرژی و در نتیجه انتشار بالاتر همراه است. به عبارت دیگر، بخش صنعت در مقایسه با بخش خدمات اقتصاد، آلودگی بیشتری تولید می‌کند. اگر در یک اقتصاد، فعالیت‌های صنعتی با شدت بیشتری نسبت به فعالیت‌های خدماتی گسترش یابد (برای نمونه، اقتصادی را در نظر بگیرید که برای رشد درآمد، بیشتر روی تولید صنعتی تکیه می‌کند و در نتیجه وابستگی آن به صنعت افزایش می‌یابد) ممکن است موفق نشود که مانع رشد انتشار شود، ولی اگر رشد انتشار، رشد درآمد را محدود کند، حتی در طول دوران توسعه نیز ممکن است این اقتصاد، علیت عکس از انتشار به درآمد را تجربه کند.[2]

بازبودن اقتصاد

عامل تعیین‌کننده مهم دیگری که می‌تواند ماهیت علیت درآمد- انتشار در یک اقتصاد را توضیح دهد، باز بودن اقتصاد مورد مطالعه است. برای نمونه، یک اقتصاد بسته کوچک را در نظر بگیرید که ذخایر محدودی از منابع سوخت دارد. اگر تهدیدی مبنی بر به پایان رسیدن ذخیره سوخت ملی بوجود بیاید، ممکن است اقتصاد را به سمت محدود کردن استفاده از سوخت سوق دهد و بنابراین، رشد درآمد را محدود کند. به عبارت دیگر، در این حالت، انتشار می‌تواند علت درآمد باشد. اما اگر اقتصاد باز شود و در تجارت جهانی مشارکت کند، در آن صورت ممکن است

1. Coondoo and Dinda (2002)
2. Stern (1998)

محدودیت سوخت رفع شود زیرا اقتصاد می‌تواند انتخاب کند که با استفاده از سوخت وارداتی از کشورهای دیگر، هر قدر که می‌خواهد درآمد تولید کند. به عبارت دیگر، اقتصاد از طریق تجارت بین‌المللی، دسترسی آسانی به سوخت خواهد داشت و بنابراین ممکن است با محدودیت‌های عرضه سوخت مواجه نشود. در حقیقت، باز بودن اقتصاد می‌تواند جهت علیت را از «انتشار به درآمد» به صورت عکس از «درآمد به انتشار» تغییر دهد. می‌توانیم این مسئله را به طریق دیگری توضیح دهیم؛ اقتصادهایی که سطح بازبودن آنها بالاست، ممکن است یک تمایل به سمت علیت از درآمد به انتشار را نشان دهند و در نتیجه همراه با رشد درآمد، علیت از درآمد به انتشار ادامه پیدا کند و دچار علیت عکس نشود. در حالی که آن اقتصادهایی که کمتر باز هستند و اتمام منابع طبیعی در اختیارشان، آنها را محدود کرده است، ممکن است علیت معکوس از انتشار به درآمد را نشان دهند.[1]

قیمت سوخت و انرژی

عامل اصلی دیگری که می‌تواند تعیین‌کننده ماهیت علیت درآمد- انتشار یک اقتصاد باشد، قیمت سوخت و انرژی است. روشن است که بالا رفتن شدید قیمت سوخت می‌تواند سوخت را شدیداً به یک منبع محدود تبدیل کند، به ویژه برای اقتصادهایی که ذخیره ملی فراوانی از منابع سوختی ندارند و بنابراین ممکن است موجب بروز یک علیت معکوس از انتشار به درآمد به صورت کلی در همه اقتصادها شود. به عبارت دیگر، می‌توان انتظار داشت که در طول دوره‌ای که قیمت نفت، ارزان است، جهت علیت از درآمد به انتشار خواهد بود و همین علیت در دوره‌ای که قیمت نفت بالاست، شکل معکوس به خود می‌گیرد. شواهد موجود، اشاره به تغییرات معنادار در نرخ استفاده از سوخت توسط اقتصاد بعد از شوک قیمت نفت دهه ۱۹۷۰ دارد. کشورهای صادرکننده نفت نیز، اگرچه به منابع سوختی فراوان دسترسی دارند، ولی با افزایش قیمت این منابع، هزینه فرصت آنها افزایش یافته که می‌تواند سبب تغییر معنادار در نحوه استفاده از این منابع شود. ولی همواره این امکان نیز وجود دارد که تأثیر محدودکننده افزایش قیمت این منابع در کشورهای صادرکننده نفت متفاوت از سایر کشورها باشد. در واقع همین ابهام، از جمله انگیزه‌های مهم انجام این مطالعه بوده است.

1. Coondoo and Dinda (2002)

یک مدل ساده نظری

رابطه بین انتشار و درآمد، فرایندی دینامیک است که متغیرهای متعددی روی این فرایند تأثیرگذارند، اما مدل‌سازی این فرایند پیچیده بسیار مشکل است. بنابراین برای کمک به توجیه استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی روی مجموعه داده‌های پانلی بین کشوری روی درآمد و انتشار آلودگی و همچنین برای آزمون ماهیت علیتی که می‌تواند بین این دو متغیر وجود داشته باشد، اجازه بدهید که ساختار نظری ساده زیر را که توسط دیندا کندو ارائه شده است در نظر بگیریم.

یک اقتصاد یک کالایی را در نظر می‌گیریم که در آن E محیط زیست، به عنوان یک متغیر ذخیره شناخته می‌شود که هم روی سطح مطلوبیت و هم روی سطح تولید عامل نمونه در مدل اثر می‌گذارد. $C(t)$، $E(t)$ و $K(t)$ به ترتیب، مصرف سرانه، محیط زیست و ذخیره سرمایه سرانه را در زمان t نشان می‌دهند. فرض کنیم $\theta(t)$ $(0<\theta(t)<1)$ سهم ذخیره سرمایه باشد که برای تولید کالا در زمان t استفاده شده است و سهم باقیمانده $(1-\theta(t))$ برای بهبود محیط زیست استفاده می‌شود. نهایتاً $\gamma(>0)$ را به عنوان نرخ آلودگی در نظر می‌گیریم (به عبارت دیگر، انتشار یا تخریب محیط زیست به ازای هر واحد از ستاده تولید شده). مسئله انتخاب مصرف بین زمانی برای یک اقتصاد می‌تواند به صورت حداکثر کردن عبارت زیر:

$$Maximize\ W = \int^{\infty} e^{-\rho t} U(C(t), E(t))dt \qquad (1)$$

با توجه به دو قید

$$\dot{K}(t) = f(\theta(t)K(t), E(t)) - C(t) \qquad (2)$$

و

$$\dot{E}(t) = g((1-\theta(t))K(t), E(t)) - \gamma\ f(\theta(t)K(t), E(t)) \qquad (3)$$

تصریح شود که در آن $\rho>0$ نرخ ترجیح زمانی و $f(.)$ و $g(.)$ تابع تولید و تابع ارتقای محیط زیست در اقتصاد هستند. واضح است محدودیت اول مرتبط با انباشت سرمایه فیزیکی است در حالی که محدودیت دوم مرتبط با متغیر خالص محیط زیست است که بیانگر ارتقای محیط زیست

است. اگر با $C(t)$ و $\theta(t)$ به عنوان متغیر کنترل و $K(t)$ و $E(t)$ به عنوان متغیرهای وضعیت برخورد کنیم، شرایط بهینه برای مسئله بالا به شکل زیر خواهد بود:

$$\alpha\frac{\dot{C}}{C}+\beta\frac{\dot{E}}{E}=\phi \qquad (۴)$$

که در آن $\alpha=\frac{CU_{CC}}{U_C}$، $\beta=\frac{EU_{CE}}{U_C}$ و $\phi=(-\frac{f_K g_K}{g_K+\gamma f_K}+\rho)$ و U_{CC} و U_{CE} مشتقات جزئی مرتبه دوم $U(.)$ هستند. باید توجه داشت که شرط بالا پیشنهاد می‌کند که مسیر زمانی بهینه C و E باید معمولاً مستقل درونی باشند. بنابراین، این مسئله به‌طور کلی به معنای یک رابطه علیت دوطرفه بین مصرف سرانه، به عنوان نماینده درآمد سرانه و انتشار است. با این حال اگر $\alpha(\beta)$ به‌طور یکسان، صفر به‌دست آید، مسیر زمانی بهینه برای $C(E)$ مستقل خواهد بود و ماهیت مسیر زمانی بهینه برای $E(C)$ بستگی به مسیر بهینه متغیر دیگر خواهد داشت. جستجوی بعدی را روی رابطه تعادل بلندمدت بین درآمد سرانه (C) و انتشار (E) انجام می‌دهیم. برای انجام این کار، در نظر بگیرید که وضعیت باثبات[1] مستلزم این است که $\dot{E}=\dot{\mu}=۰$ باشد، یعنی وضعیتی که ذخیره سرانه محیط زیست به یک سطح ثابت می‌رسد. طبق رابطه (۳) به این معناست که

$$g((۱-\theta)K,E)=\gamma f(\theta K,E) \qquad (۵)$$

یعنی نرخ از بین رفتن محیط زیست به علت تولید باید مساوی با نرخ ارتقای محیط زیست در نتیجه فعالیت‌های بهبود محیط زیست باشد. واضح است که معادله (۵) یک رابطه بین K و E را تعریف می‌کند، یعنی برای یک θ معین داریم:

$$h_۱(K,E)=۰ \qquad (۶)$$

1. Steady State Solution

ویژگی وضعیت باثبات رشد متغیرهای درونی با نرخ ثابت است، لذا در مرحله بعد، رشد ذخیره سرمایه را ثابت در نظر می‌گیریم $\dot{K} = \sigma$، که در آن σ یک ثابت است. برای θ معین، این حالت بر طبق رابطه (۲) دلالت بر این دارد که

$$f(\theta K, E) - C = \sigma \Rightarrow h_۲(K, E, C) = ۰ \qquad (۷)$$

ترکیب معادله (۶) و (۷) ما را به آن چیزی می‌رساند که می‌توان آن را یک رابطه بلندمدت تعادلی بین C و E خواند یعنی:

$$E = h(C) \text{ یا به‌طور معادل } h_۳(C, E) = ۰ \qquad (۸)$$

می‌توانیم از ساختار تئوریک بالا برای تفسیر کردن تحلیل هم‌انباشتگی یک سری زمانی دومتغیره یا مجموعه داده‌های پانلی روی درآمد و انتشار استفاده کنیم که در تحقیق حاضر به آن پرداخته شده است. در نظر می‌گیریم که $\{C_t^*, E_t^*\}$ به معنای دو مجموعه از مشاهدات سری زمانی از متغیرهای مصرف سرانه و محیط زیست باشند که در آن $C_t^* = C_t + \varepsilon_{Ct}$ و $E_t^* = E_t + \varepsilon_{Et}$ و C_t و E_t متغیرهای بهینه (غیرمشاهده شده) متناظر و ε_{Ct} و ε_{Et} دارای توزیع‌های تصادفی هستند. در موردی که مجموعه مشاهدات با بهینه‌سازی سازگارند، C_t^* و E_t^* باید از مقادیر بهینه متناظر تنها به میزان مقادیر تصادفی ایستا تفاوت داشته باشند (یعنی ε_{Ct} و ε_{Et} باید متغیرهای تصادفی ایستا باشند). همچنین C_t^* و E_t^* که با بهینه‌سازی سازگار هستند، باید هم‌انباشته باشند به‌طوری که باید از معادله (۸) پیروی کنند، ولی انحرافات از رابطه تعادلی باید ایستا باشد.

علیت گرانجری بین C و E بیشتر با کمک ECM[1] به عنوان یک بخش از تحلیل هم‌انباشتگی مورد آزمون قرار می‌گیرد. هنگامی که سری‌های زمانی C_t^* و E_t^* ناایستا و انباشته از مرتبه یک باشند (یعنی سری زمانی های متناظر با تفاضل اول، ایستا باشند) و متغیرها هم‌انباشته باشند، آنها حالت علیّت گرانجری را می‌پذیرند و ECM می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$\Delta C_t^* = \sum_{i=۱}^{m} \beta_{Ci} \Delta C_{t-i}^* + \sum_{i=۱}^{m} \gamma_{Ci} \Delta E_{t-i}^* - \eta_C (E_{t-۱}^* - h(C_{t-۱}^*)) + \nu_{Ct}$$

1. Error Correction Mechanism

با به‌طور معادل

$$\Delta E_t^* = \sum_{i=1}^{m} \beta_{Ei} \Delta C_{t-i}^* + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{Ei} \Delta E_{t-i}^* - \eta_E (E_{t-1}^* - h(C_{t-1}^*)) + \nu_{Et}$$

که در آن ν_{Ct} و ν_{Et} نویزهای سفید خالص با توزیع تصادفی بوده و β_{Ei}، β_{Ci}، γ_{Ei}، γ_{Ci}، η_C و η_E پارامترهای مدل ECM هستند. گفتنی است که عبارت $(E_{t-1}^* - h(C_{t-1}^*))$ که به عنوان عبارت تصحیح خطا (EC)[1] نامیده می‌شود، معیاری برای اندازه‌گیری انحراف مقادیر مشاهده شده در زمان $t-1$ از رابطه تعادلی بلندمدت است.[2]

۳. مرور مطالعات انجام شده

مطالعات محدودی در زمینه بررسی رابطه علّی بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های پانلی انجام گرفته است. در این بخش مختصراً به مرور مطالعات انجام شده در زمینه بررسی رابطه علّی بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی می‌پردازیم.

کندو و دیندا[3] در سال ۲۰۰۲، در مقاله‌ای با استفاده از یک مدل داده‌های پانلی و آزمون ریشه واحد، به بررسی رابطه علّیت بین انتشار آلودگی و درآمد در بین ۸۸ کشور جهان در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که برای کشورهای توسعه‌یافته آمریکای شمالی و اروپای غربی و شرقی، رابطه علیت از انتشار آلودگی به درآمد است. برای کشورهای آمریکای مرکزی و جنوبی، اقیانوسیه و ژاپن رابطه علیت از درآمد به انتشار آلودگی است و برای کشورهای آسیایی و آفریقایی، رابطه علیت بین انتشار آلودگی و درآمد، دوطرفه است.

دیندا و کندو در مقاله دیگری که ادامه مقاله ۲۰۰۲ آنها است، با استفاده از روش هم‌انباشتگی پانلی و آزمون ریشه واحد IPS در پانل‌های ناهمگن و همچنین مدل تصحیح خطا، به بررسی رابطه علّیت گرانجری بین انتشار آلودگی و درآمد پرداختند. نمونه آماری و دوره زمانی در این مقاله، همان کشورها و دوره زمانی مقاله قبل است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که کمابیش رابطه دوطرفه بین درآمد و انتشار آلودگی در آفریقا، آمریکای مرکزی، کل آمریکا، اروپای غربی، اروپای شرقی، کل اروپا و کل جهان وجود دارد.

1. Error Correction
2. Dinda and Coondoo (2006)
3. Coondoo and Dinda (2002)

مدیسون و رهدانز[1] در سال ۲۰۰۸ رابطه علّی بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی را با استفاده از آزمون همگن در پانل‌های غیرهمگن در بین ۱۳۴ کشور جهان برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که یک رابطه علّیت دوطرفه بین انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن و GDP سرانه در سطوح مختلف درآمد سرانه و همچنین در مناطق جغرافیایی گسترده وجود دارد. ولی در آسیا که به علت وجود کشورهایی مانند چین و هند که از آلوده‌کننده‌ترین کشورهای جهان هستند، پیش‌بینی می‌شود بیشترین رشد در انتشار را در آینده داشته باشد، هیچ رابطه علّی بین انتشار سرانه و درآمد سرانه یافت نشد.

هافمن و همکاران[2] در مقاله ۲۰۰۵ خود، رابطه علّی بین انتشار آلودگی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) را با استفاده از آزمون علّیت گرانجری در داده‌های پانلی برای ۱۱۲ کشور جهان در طول ۲۸ سال مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که در کشورهای با درآمد پایین، سطح انتشار دی‌اکسیدکربن، علت گرانجری جریان FDI است. برای کشورهای با درآمد متوسط، FDI علت گرانجری انتشار دی‌اکسیدکربن است. در نهایت اینکه در کشورهای با درآمد بالا، هیچ رابطه علّی یافت نشد.

٤. چارچوب نظری علیت پانلی

برای بررسی رابطه علیت در داده‌های سری زمانی، روش علیت انگل- گرانجر روشی عمومی است که مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش ابتدا وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی می‌شود. برای این منظور در مرحله اول لازم است با استفاده از روش‌های متنوع موجود در مدل‌های پانل، ایستایی یا ناایستایی داده‌های سری زمانی متغیرهای مدل مورد آزمون قرار گیرد. در مرحله بعد، پس از بررسی ایستایی متغیرها، در صورتی که دو متغیر از مرتبه انباشتگی یکسانی برخوردار باشند، می‌توان از آزمون‌های هم‌انباشتگی برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین دو متغیر استفاده کرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی تنها می‌تواند وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید یا رد نماید. اما در صورت وجود رابطه بلندمدت، جهت این رابطه و دینامیسم کوتاه‌مدت را نشان نمی‌دهد. برای بررسی این مسئله، می‌توان از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده نمود.

1. Maddison and Rehdanz (2008)
2. Hoffmann, *et al* (2005)

نکته‌ای که در این بین باید مورد توجه قرار گیرد، مسئله همگنی یا ناهمگنی ضرایب متغیرها در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. به عبارت دیگر، می‌توان حالت‌های متنوعی از همگنی یا ناهمگنی ضرایب در بلندمدت و کوتاه‌مدت را در نظر گرفت. با این توضیح، ۴ حالت مختلف برای مدل ECM متصور است:

۱. همگنی در بلندمدت و همگنی در کوتاه‌مدت
۲. همگنی در بلندمدت و ناهمگنی در کوتاه‌مدت
۳. ناهمگنی در بلندمدت و همگنی در کوتاه‌مدت
۴. ناهمگنی در بلندمدت و ناهمگنی در کوتاه‌مدت

این مطالعه تمام حالت‌های گفته شده را مدنظر قرار داده و نتایج آن را ارائه می‌نماید.

٤-۱. آزمون ریشه واحد پانل[1]

آزمون‌های ریشه واحد پانل، با آزمون‌های ریشه واحدی که روی سری‌های زمانی به‌طور جداگانه انجام می‌شوند، شباهت دارند، اما با آنها یکسان نیستند. از مشهورترین آزمون‌های ریشه واحد پانل عبارتند از آزمون LLC، آزمون IPS، آزمون Hadri، آزمون Breitung و آزمون Fisher-ADF و Fisher-PP. در این بخش به اختصار به دو آزمون IPS و آزمون‌های فیشر که در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته‌اند، می‌پردازیم.

٤-۱-۱. آزمون ایم، پسران، شین[2]

یکی از آزمون‌های ایستایی متغیرها در حالت پانل آزمون IPS است. آزمون IPS رگرسیون خطی زیر را در نظر می‌گیرد:

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \qquad m = 1,2,3 \qquad (9)$$

درجه وقفه p_i می‌تواند در بین مقاطع به‌طور جداگانه تغییر کند. حالت سه‌گانه m مربوط به حضور عرض از مبدأ و روند، فقط عرض از مبدأ و عدم حضور این دو در مدل است.

1. Baltagi (2005)
2. Im, Pesaran and Shin (IPS)

فرض صفر در این آزمون آن است که هر سری زمانی در پانل، یک ریشه واحد دارد، یعنی $H_0 : \rho_i = 0$ برای همه iها و فرض رقیب اجازه می‌دهد که برخی (ولی نه همه) سری‌های زمانی به‌طور جداگانه ریشه واحد نداشته باشند، یعنی

$$H_1 : \begin{cases} \rho_i < 0 & \text{برای} \quad i = 1,2,\ldots,N_1 \\ \rho_i = 0 & \text{برای} \quad i = N_1 + 1,\ldots,N \end{cases} \qquad (10)$$

آماره آزمون IPS به صورت متوسط آماره‌های ADF جداگانه، به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT} \qquad (11)$$

که در آن t_{iT} آماره t جداگانه برای آزمون کردن $H_0 : \rho_i = 0$ برای همه iها در معادله (۱۰) است. در حالت عمومی که درجه وقفه p_i می‌تواند برای برخی مقاطع غیرصفر باشد، نشان داده می‌شود که آماره $\bar{t}_{NT}$ با گرایش N و T به سوی بی‌نهایت، توزیع مجانبی نرمال استاندارد $N(0,1)$ دارد.

ایم، پسران و شین به منظور ایجاد یک آماره $\bar{t}_{NT}$ استاندارد، مقادیر $E[t_{iT}|\rho_i = 0]$ و $\mathrm{var}[t_{iT}|\rho_i = 0]$ را برای مقادیر مختلف T و p_i ها با استفاده از شبیه‌سازی محاسبه کرده‌اند. هنگامی که t به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، این مقادیر به مقادیر آماره‌های آزمون دیکی- فولر نزدیک می‌شوند. با توجه به اینکه قدرت این آزمون در صورت وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال، کاهش می‌یابد، روشی برای رفع خودهمبستگی پیشنهاد شده است. براساس این روش آماره استاندارد شده با استفاده از میانگین و واریانس t_{iT} تحت فرض $\rho_i = 0$ به صورت زیر است:

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}\left(\bar{t} - \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\left[t_{iT}|\rho_i = 0\right]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \mathrm{var}\left[t_{iT}|\rho_i = 0\right]}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (12)$$

در آماره آزمون IPS نیاز است تعداد وقفه‌ها و جزء معین معادله برای هر مقطع تعیین شوند.

٤-۱-۲. آزمون‌های ترکیبی ارزش p

G_{iT_i} را به عنوان یک آماره آزمون ریشه واحد برای iامین گروه در رابطه (۹) در نظر بگیرید و فرض کنید اگر برای مشاهدات سری‌های زمانی برای گروه iام داشته باشیم $T_i \to \infty$، آنگاه $G_{iT_i} \Rightarrow G_i$ که در آن G_i یک متغیر تصادفی است. فرض کنید که p_i مقدار p مجانبی آزمون ریشه واحد برای مقطع iام باشد، یعنی $p_i = F(G_{iT_i})$ که $F(\cdot)$ تابع توزیع متغیر تصادفی G_i است. مدلا و وو (۱۹۹۹) و چوی (۲۰۰۱) یک آزمون نوع فیشر را پیشنهاد کرده‌اند:

$$P = -۲\sum_{i=۱}^{N} \ln p_i \qquad (۱۳)$$

که مقدار p بدست آمده از آزمون‌های ریشه واحد برای تمام مقاطع i را ترکیب می‌کند تا ریشه واحد را در داده‌های مقطعی، مورد آزمون قرار دهد. این آماره توزیع $\chi^۲$ با درجه آزادی ۲ دارد.

٤-۲. آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل[1]

همانند آزمون‌های ریشه واحد پانل، می‌توان برای به‌دست آوردن آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل، به دنبال آزمون‌هایی بود که قدرتمندتر از آزمون‌هایی باشند که برای بررسی هم‌انباشتگی روی سری‌های زمانی به شکل جداگانه به‌کار می‌روند. از جمله این آزمون‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: آزمون کاا، آزمون پدرونی، آزمون LM مبتنی بر باقیمانده و آزمون‌های جداگانه ترکیب شده (فیشر/ جوهانسن) که در این بخش به دو آزمون پدرونی و آزمون‌های فیشر/ جوهانسون که در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته‌اند، اشاره می‌شود.

٤-۲-۱. آزمون‌های پدرونی

پدرونی (۲۰۰۴،۲۰۰۰) آزمون‌های مختلفی برای فرض صفر وجود هم‌انباشتگی در یک مدل داده‌های پانلی پیشنهاد کرده است که به‌طور قابل ملاحظه‌ای اجازه ناهمگنی در ضریب‌های ثابت و ضرایب روندها در بین مقاطع را می‌دهد. رگرسیون زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \delta_{it} t + X_i \beta_i + e_{it} \qquad (۱۴)$$

1. Baltagi (2005)

که در آن y_{it} و X_i به ترتیب متغیرهای مشاهده شده با ابعاد $(N*T)\times ۱$ و $(N*T)\times m$ هستند. پدرونی آماره‌هایی برای آزمون فرض صفر نبود هم‌انباشتگی ارائه می‌کند. از آنجا که هیچ دلیلی برای اعتقاد به یکسان بودن همه پارامترها در بین کشورها وجود ندارد، آزمون‌ها اجازه ناهمگنی بین اعضای جداگانه پانل را می‌دهند که شامل ناهمگنی در هر دو بردار هم‌انباشتگی بلندمدت و بردار پویایی‌های کوتاه‌مدت است.

آزمون‌های پدورنی را می‌توان به دو گروه دسته‌بندی نمود. گروه اول مبتنی بر رویکرد «آزمون درون‌گروهی»[1] هستند. این گروه از روش میانگین‌گیری از آماره‌های آزمون هم‌انباشتگی در سری‌های زمانی در بین مقاطع زمانی استفاده می‌کند. به عبارت دیگر، این گروه، ضرایب خودبازگشتی به‌دست آمده از بین اعضای مختلف پانل را که برای آزمون‌های ریشه واحد روی باقیمانده‌های برآورد شده انجام شده‌اند، ترکیب می‌کنند. آماره‌های گروه دوم مبتنی بر رویکرد «آزمون بین‌گروهی»[2] است. این آماره‌ها مبتنی بر برآوردگرهایی هستند که از ضرایب برآوردشده برای هر عضو پانل به‌طور جداگانه، به شکل بسیار ساده میانگین می‌گیرد.

براساس نتایج بدست آمده از کار پدرونی(۱۹۹۹)، ۴ آماره پانل ناهمگن در گروه اول عبارتند از:

آماره- v پانل
$$Z_v = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^{2} \right)^{-1}$$

آماره- ρ پانل
$$Z_\rho = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^{2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i \right)$$

آماره- PP پانل
$$Z_t = \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^{2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i \right)$$

آماره- ADF پانل
$$Z_t^* = \left(\hat{s}^{*2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}^{*2}_{it-1} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^{*} \Delta \hat{e}_{it}^{*}$$

۳ آماره هم‌انباشتگی میانگین گروهی پانل در گروه دوم عبارتند از:

آماره- ρ گروهی
$$\tilde{Z}_\rho = \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{it-1}^{2} \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} \left(\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i \right)$$

1. Within-Dimension Test
2. Between-Dimension Test

آماره- PP گروهی
$$\widetilde{Z}_t = \sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\sigma}^{2}\sum_{t=1}^{T}\hat{e}_{it-1}^{2}\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{e}_{it-1}\Delta\hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i\right)$$

آماره- ADF گروهی
$$\widetilde{Z}_t^{*} = \sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\hat{s}_i^{2}\hat{e}^{*2}_{it-1}\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{e}^{*}_{it-1}\Delta\hat{e}^{*}_{it}\right)$$

که در آن، $\hat{e}_{it}$ باقیمانده‌های برآورد شده برای معادله بالا است و $\hat{L}_{11i}^{-2}$ ماتریس کوواریانس بلندمدت برای $\Delta\hat{e}_{it}$ است. به‌طور مشابه، $\hat{\sigma}_i^{2}$ و $\hat{s}_i^{2}$ ($\hat{s}_i^{*2}$) به ترتیب، واریانس بلندمدت و واریانس همزمان برای i های جداگانه است. همه این آزمون‌ها به‌طور مجانبی توزیع نرمال استاندارد دارند.

٤-۲-۲. آزمون‌های جداگانه ترکیب شده (فیشر/ جوهانسن)

فیشر (۱۹۳۲) یک آزمون ترکیبی را به‌دست آورد که از نتایج آزمون‌های جداگانه مستقل استفاده می‌کرد. مدلا و وو(۱۹۹۹)از نتیجه فیشر برای پیشنهاد یک رویکرد جایگزین برای آزمون کردن هم‌انباشتگی در داده‌های پانلی با ترکیب کردن آزمون‌ها از مقاطع جداگانه برای به‌دست آوردن یک آماره آزمون برای کل پانل استفاده کردند. اگر π_i همان مقدار p به‌دست آمده از آزمون هم‌انباشتگی جداگانه برای مقطع i باشد، آنگاه تحت فرض صفر برای پانل

$$-2\sum_{i=1}^{N}\log(\pi_i) \rightarrow \chi^{2}_{2N}$$

این مقدار را باید با مقدار χ^{2} مبتنی بر مقدار p مک‌کینون- هاگ- میشلز (۱۹۹۹) که برای آزمون هم‌انباشتگی اثر جوهانسن و آزمون مقدار مشخصه ماکزیمم به‌دست آورده‌اند، مقایسه نمود.

٤-۳. مدل تصحیح خطای پانل

اساس بررسی رابطه علّی در این مقاله، فرایند ادغام دومرحله‌ای انگل-گرانجر است. انواع مختلف این آزمون در پانل عبارتند از:

٤-۳-۱. آزمون علیت همگن در پانل همگن

در این تحلیل، به علت وجود متغیر وابسته باوقفه، مدل به صورت پویا است. برای آزمون علّیت همگن، رابطه بین دو متغیر X و Y را به شکل زیر در نظر می‌گیریم:

$$\Delta Y_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_i \Delta Y_{jt-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \delta_i \Delta X_{jt-i} + \xi ECT_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

در رابطه بالا، j نشان‌دهنده کشور، t نشان‌دهنده دوره زمانی و ماکزیمم تأخیر برای متغیرها، $i = n$ است. پارامترهای γ_i، δ_i و ξ پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. عبارت تصحیح خطا ECT، باقیمانده u در رابطه بلندمدت زیر است:

$$Y_{jt} = \phi_j + \varphi X_{jt} + u_{jt}$$

برای آزمون علّیت همگن، فرض $\xi = \delta_i = 0$ را درنظر می‌گیریم. از آنجا که در مدل بالا جزء ثابت در هر مقطع ظاهر می‌شود، بنابراین در مدل تصحیح خطا، مقدار جزء ثابت در تفاضل‌گیری از مدل حذف می‌شود و لذا در مدل به‌دست آمده، ارتباطی بین متغیرهای توضیحی مدل و جزء خطا وجود ندارد و می‌توان از روش OLS برای برآورد مدل تصحیح خطا استفاده نمود.

٤-۳-۲. آزمون ناهمگنی پانل

همگنی شیب می‌تواند با استفاده از آزمون متعارف F که مبتنی بر جمع مربعات باقیمانده‌ها از مدل‌های مقید و نامقید است، مورد بررسی قرار گیرد:

$$\Delta Y_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_i \Delta Y_{jt-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \delta_i \Delta X_{jt-i} + \xi ECT_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

در مقایسه با

$$\Delta Y_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_{ji} \Delta Y_{jt-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \delta_{ji} \Delta X_{jt-i} + \xi_j ECT_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

m تعداد کشورها است.

٤-۳-۳. آزمون علیت ناهمگن در پانل همگن

اگر مبتنی بر نتیجه به‌دست آمده از قسمت قبل، پانل ناهمگن باشد، آزمون ناهمگنی مبتنی بر مقایسه جمع مربعات باقیمانده‌ها از مدل‌های مقید و نامقید است:

$$\Delta Y_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_{ji} \Delta Y_{jt-i} + \varepsilon_{jt}$$

در مقایسه با

$$\Delta Y_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_{ji} \Delta Y_{jt-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \delta_{ji} \Delta X_{jt-i} + \xi_j ECT_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

به همین شکل رابطه علیت از درآمد به انتشار نیز آزمون می‌شود.

٤-۳-٤. آزمون علیت همگن در پانل ناهمگن

روش به‌کار رفته برای آزمون همگن در پانل‌های ناهمگن کمی متفاوت است. این آزمون مستلزم برآورد جداگانه رابطه بلندمدت برای هر واحد و به‌دست آوردن باقیمانده‌ها به روش متعارف است. به ویژه ما به پارامتر هم‌انباشتگی بلندمدت φ، اجازه می‌دهیم که در داخل پانل تغییر کند.

$$Y_{jt} = \phi_j + \varphi_j X_{jt} + u_{jt}$$

سپس برای هر پانل جداگانه، مدل تصحیح خطا برآورد می‌شود و با استفاده از آزمون متعارف F، علیت گرانجری آزمون می‌شود. نتیجه این فرایند، m مقدار P جداگانه است که با P_j نشان داده می‌شوند. سپس این مقادیر P برای آزمون فرض صفر علیت همگن در پانل‌های ناهمگن با یکدیگر ترکیب می‌شوند. این تکنیک که با استفاده از ترکیب مقادیر P است، توسط فیشر (۱۹۸۴) پیشنهاد شده است:

$$\chi^2_{2j} = -2\sum_j \log P_j$$

٤-۳-۵. آزمون علیت ناهمگن در پانل ناهمگن

در این آزمون، فرض می‌شود که هم در رابطه بلندمدت و هم در رابطه تصحیح خطا، همه پارامترها ناهمگن هستند. این آزمون مانند آن است که رابطه بلندمدت و رابطه تصحیح خطا را برای همه کشورها تک‌تک و به صورت جداگانه به‌دست آوریم و علّیت بلندمدت و کوتاه‌مدت را مورد آزمون قرار دهیم. در حقیقت، در این حالت گویی که پانلی وجود ندارد و علیت به صورت تک‌کشوری بررسی می‌شود.

۵. نتایج و بحث

در این بخش ابتدا به بیان نحوه تشکیل پانل نمونه و انتخاب کشورهای صادرکننده نفت می‌پردازیم. سپس روش گردآوری اطلاعات مورد نیاز مدل را بیان می‌کنیم. نهایتاً با استفاده از روش‌های مطرح شده در بخش چهارم، به ترتیب، مراحل آزمون علیت گرانجری در پانل نمونه را انجام داده و به تحلیل نتایج به‌دست آمده خواهیم پرداخت.

مدل با استفاده از داده‌های ۲۳ کشور صادرکننده نفت برآورد شده است. این ۲۳ کشور عبارت از عربستان سعودی، نروژ، امارات متحده عربی، ایران، کانادا، مکزیک، ونزوئلا، کویت، نیجریه، انگلستان، الجزایر، هلند، سنگاپور، قطر، عمان، مالزی، بلژیک، ایتالیا، سودان، اکوادور، سوریه، کلمبیا و اندونزی هستند.

داده‌های سری زمانی سالانه انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن، CO۲PC، (محاسبه شده برحسب تن) برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ از جدول‌های انتشار دی‌اکسیدکربن ملی تهیه شده توسط مرکز تحلیل اطلاعات دی اکسیدکربن (CDIAC)[1]، بخش علوم محیط زیستی، آزمایشگاه ملی Oak Ridge (ORNL) در آمریکا به‌دست آمد. این مجموعه داده‌ها تنها مجموعه داده‌های جهانی موجود از انتشار دی‌اکسیدکربن است. داده‌های سالانه تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، GDPPC (محاسبه شده برحسب ثابت دلار سال ۲۰۰۰) نیز برای دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ از WDI[2] استخراج شده‌اند. پس از تعیین پانل نمونه و متغیرهای مدل، مراحل انجام آزمون علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب انجام گرفت.

1. Carbon Dioxide Information Analysis Center
2. World Development Indicators 2007 (CD)

۵-۱. آزمون ریشه واحد

در مرحله اول، باید ایستایی و ناایستایی متغیرها را با استفاده از آزمون ریشه واحد تعیین نمود. آزمون ریشه واحد به صورت تک‌کشوری و نیز پانل انجام گرفت تا ایستایی متغیرها در کشورها به صورت جداگانه و در کل پانل تعیین شود.

۵-۱-۱. آزمون ریشه واحد تک‌کشوری

برای بررسی ایستایی و غیرایستایی متغیرها در کشورها به صورت جداگانه، از آماره ADF استفاده گردید. به علت تعداد کم مشاهدات زمانی، در آزمون ADF، وقفه ماکزیمم برابر ۳ در نظر گرفته شد. طول وقفه بهینه براساس معیار شوارتز در مدل تعیین گردید. آزمون ریشه واحد تک‌کشوری برای لگاریتم انتشار سرانه و لگاریتم درآمد سرانه مبتنی بر آزمون ADF برای ۲۳ کشور انجام گرفت. برای هر کشور، آزمون دوبار انجام شد، یک بار با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و بدون وجود روند زمانی معین در فرایند تولید داده‌ها و بار دیگر با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و وجود روند زمانی.

نتایج نشان داد که برای متغیرهای انتشار سرانه و درآمد سرانه در سطح، به جز برای دو مورد، نمی‌توان فرض صفر وجود ریشه واحد یا ناایستایی را در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد کرد.[۱] بنابراین، به غیر از دو مورد استثناء، سایر سری‌های زمانی برای دیگر کشورها ناایستا در سطح داده‌ها هستند.

با توجه به ناایستا بودن سری‌های زمانی، آزمون برای مجموعه تفاضل مرتبه اول داده‌ها انجام گرفت. نتایج نشان داد که فرض صفر وجود ریشه واحد برای همه کشورها به غیر از کشورهای الجزایر، اکوادور، عربستان سعودی، مکزیک، نیجریه و نروژ رد می‌شود. از آنجا که نتایج به‌دست آمده در مورد متغیرهای انتشار سرانه و درآمد سرانه با اصول مبنایی اقتصاد سازگاری ندارد، لذا برای اطمینان بیشتر، آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون نیز برای متغیرهایی که مبتنی بر آزمون ADF انباشته از مرتبه ۱ نیستند، انجام گرفت.

نتایج نشان داد که در تمام این موارد به غیر از متغیر انتشار سرانه برای کشور الجزایر، آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون، تمام متغیرها در سطح داده‌ها ناایستا هستند و با یک مرتبه تفاضل‌گیری

---

۱. نتایج تحقیق

ایستا می‌شوند.[1] به عبارت دیگر، از نتایج تحقیق می‌توان نتیجه گرفت که همه متغیرهای مدل برای همه کشورها انباشته از مرتبه ۱ یا I(۱) هستند. تنها متغیر انتشار سرانه برای کشور الجزایر است که مبتنی بر آزمون فیلیپس- پرون در سطح داده‌ها نیز فاقد ریشه واحد و در نتیجه ایستا است. علت بروز این مسئله می‌تواند وجود روند قطعی در سری زمانی متغیر انتشار برای کشور الجزایر باشد. گفتنی است که به علت حجم بالای جدول‌های آزمون‌های تک‌کشوری، در این بخش تنها به نتایج این آزمون‌ها اشاره شده است.

۵-۱-۲. آزمون ریشه واحد پانل

از آنجایی که در داده‌های پانل، داده‌های همه کشورها با یکدیگر ترکیب می‌شوند، مشکل اندازه محدود نمونه وجود ندارد و انتظار می‌رود که نتایج دقیق‌تری به‌دست آید و مشکلاتی که در آزمون‌های تک‌کشوری وجود دارد، رفع شود. با توجه به امکان ناهمگنی ضرایب در پانل از آزمون‌های IPS و آزمون « ADF- χ^2 » فیشر استفاده می‌کنیم. نتایج این دو آزمون به ترتیب در جدول‌های ۱ و ۲ ارائه شده‌اند.

همانگونه که در جدول‌های ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، بر طبق هر دو آزمون IPS و χ^2 فیشر، هر دو متغیر انتشار و درآمد در حالت وجود عرض از مبدأ و حالت وجود عرض از مبدأ و روند، انباشته از مرتبه ۱، I(۱) هستند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده به بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌پردازیم.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد پانل- آماره $\bar{t}$ (IPS)

متغیرها	با عرض از مبدأ (c)	ارزش احتمالی	با عرض از مبدأ و روند (t و c)	ارزش احتمالی
lnCO۲PC	-۱/۶۳۴۶۷		-۰/۰۶۲۳۶	
ΔlnCO۲PC	-۲۳/۱۴۹	***	-۲۲/۹۳۵۹	***
lnGDPPC	-۰/۸۰۲۶۴		-۰/۰۴۵۴۳	
ΔlnGDPPC	-۱۴/۷۶۱	***	-۱۳/۴۴۱۵	***

* فرض صفر، وجود فرایندهای ریشه واحد جداگانه در پانل است.

۱. نتایج تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد پانل- آماره ADF (χ^2 فیشر)

متغیرها	با عرض از مبدأ (c)	ارزش احتمالی	با عرض از مبدأ و روند (c و t)	ارزش احتمالی
lnCO۲PC	۶۱/۱۶۳۴		۴۵/۲۴۸۷	
ΔlnCO۲PC	۴۷۸/۷۰۷	***	۴۶۹/۴۹۶	***
lnGDPPC	۵۵/۳۵۶۶		۴۵/۵۲۳۴	
ΔlnGDPPC	۲۹۱/۰۴۴	***	۲۴۴/۹۶۹	***

۵-۲. آزمون هم‌انباشتگی

۵-۲-۱. آزمون هم‌انباشتگی تک‌کشوری

می‌دانیم که آزمون هم‌انباشتگی را تنها برای متغیرهایی می‌توان انجام داد که هر دو متغیر، انباشته از یک مرتبه مشابه باشند. بنابراین، با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ریشه واحد تک‌کشوری، به غیر از کشور الجزایر در حالت وجود عرض از مبدأ و روند زمانی، برای بقیه کشورها وجود رابطه هم‌انباشتگی را به روش جوهانسون آزمون می‌کنیم. به علت کم بودن تعداد مشاهدات زمانی برای هر مقطع، فاصله وقفه‌ها از وقفه ۱ تا وقفه ۳ درنظر گرفته می‌شوند. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهند که در حالت وجود عرض از مبدأ، مبتنی بر آزمون trace در سطح اطمینان ۹۰ درصد، در کشورهای اکوادور، امارات متحده عربی، ایتالیا، انگلستان، مالزی، نروژ، عمان، قطر، عربستان سعودی، سوریه و ونزوئلا رابطه بلندمدت بین انتشار سرانه و درآمد سرانه وجود دارد. در مورد کشورهای دیگر، شواهدی مبنی بر وجود رابطه بلندمدت بین انتشار سرانه و درآمد سرانه یافت نشد.[۱]

۵-۲-۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل (آزمون فیشر/ جوهانسون پانل)

از آنجا که در آزمون هم‌انباشتگی تک‌کشوری، از آزمون جوهانسون استفاده شد، در این قسمت نیز به سبب شباهت روش، از آزمون هم‌انباشتگی فیشر/ جوهانسون پانل استفاده می‌شود. افزون بر این، مبتنی بر رویکرد اساسی ما در این مقاله مبنی بر امکان ناهمگنی بین پارامترهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی نیز استفاده می‌نماییم. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل فیشر/ جوهانسون و آزمون هم‌انباشتگی پدرونی به ترتیب در جدول‌های ۳ و ۴ نشان داده شده‌اند.

۱. نتایج تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل (آزمون فیشر/ جوهانسون پانل)

	تعداد بردارهای هم‌انباشتگی	trace	ارزش احتمالی	Max-Eigen	ارزش احتمالی
رابطه بلندمدت با عرض از مبدأ	۰	۱۳۲/۲	***	۱۰۶/۸	***
(c)	حداکثر ۱	۹۹/۳۲	***	۹۹/۳۲	***
رابطه بلندمدت با عرض از مبدأ و	۰	۱۰۸/۳	***	۹۳/۷۸	***
روند (c و t)	حداکثر ۱	۵۱/۳۷		۵۱/۳۷	

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل (آزمون ناهمگنی پانل پدرونی)

	با عرض از مبدأ (c)		با عرض از مبدأ و روند (c و t)	
آماره	مقدار آماره	ارزش احتمالی	مقدار آماره	ارزش احتمالی
Panel v-Statistic	۱/۹۹۳۵۰۷	**	-۰/۹۶۳۵۴۲	
Panel rho-Statistic	-۱/۳۷۶۲۹۲	*	-۰/۰۷۳۳۶۱	
Panel PP-Statistic	-۳/۲۹۵۰۹۲	***	-۴/۳۲۱۰۵۷	***
Panel ADF-Statistic	-۳/۱۲۹۱۳۶	***	-۴/۹۸۶۰۸۴	***
Group rho-Statistic	۱/۰۳۹۷۰۴		۲/۵۴۳۷۷۰	
Group PP-Statistic	-۱/۹۵۶۴۰۵	**	-۲/۰۹۳۱۳۴	**
Group ADF-Statistic	-۱/۹۲۲۰۵۳	**	-۲/۸۸۶۴۱	***

همانگونه که در جدول ۳ نشان داده شده است، برای متغیرهای انتشار سرانه و درآمد سرانه در حالت پانل، وجود یک رابطه هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. بنابراین، بین این دو متغیر در پانل، رابطه بلندمدت وجود دارد. افزون بر این، نتایج به‌دست آمده از آزمون پدرونی نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر نبود رابطه هم‌انباشتگی در حالت وجود عرض از مبدأ تقریباً توسط تمام آماره‌های آزمون پدرونی به غیر از آماره گروهی rho رد می‌شود. بنابراین، مبتنی بر آزمون پدرونی نیز رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای درآمد سرانه و انتشار سرانه در حالت پانل وجود دارد.

۵-۳. مدل تصحیح خطا

پس از اینکه دریافتیم بین دو متغیر انتشار و درآمد در پانل نمونه، رابطه بلندمدت وجود دارد، حال باید به بررسی رابطه علیت بلندمدت و کوتاه‌مدت بین انتشار سرانه و درآمد سرانه بپردازیم. برای این منظور، مدل تصحیح خطا را مدنظر قرار می‌دهیم. بر مبنای نتایج این آزمون هم‌انباشتگی، در

رابطه بلندمدت، متغیر روند را در نظر نمی‌گیریم. بنابراین، در آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی، حالت‌هایی را ملاک قرار می‌دهیم که مدل شامل عرض از مبدأ و بدون وجود روند است. برای انجام آزمون علیت بلندمدت و کوتاه‌مدت، با در نظر گرفتن فروض مختلف همگنی و ناهمگنی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، به تفکیک به بررسی تمام حالت‌ها می‌پردازیم.

۵-۳-۱. آزمون علیت همگن در پانل همگن

برای بررسی رابطه علیت بین انتشار و درآمد، ابتدا رابطه بلندمدت زیر را برآورد می‌نماییم.

$$\ln GDPPC_{jt} = \phi_j + \varphi \ln CO۲PC_{jt} + u_{jt} \qquad (۱۵)$$

حال باقیمانده این مدل را با وقفه یک به عنوان متغیر تصحیح خطا، $ECT_{jt-۱}$ در مدل زیر قرار می‌دهیم و مدل را برآورد می‌نماییم:

$$\Delta \ln GDPPC_{jt} = \sum_{i=۱}^{i=n} \gamma_i \Delta \ln GDPPC_{jt-i} + \sum_{i=۱}^{i=n} \delta_i \Delta \ln CO۲PC_{jt-i} + \xi ECT_{jt-۱} + \varepsilon_{jt} \qquad (۱۶)$$

در رابطه بالا j نشان‌دهنده کشور، t نشان‌دهنده دوره زمانی و ماکزیمم تأخیر برای متغیرها، $i = n$ است. پارامترهای γ_i، δ_i و ξ پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند. عبارت ξ که ضریب تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به بلندمدت است، دارای اندیس نیست و به عبارت دیگر، همگن است. به علت محدود بودن تعداد مشاهدات در طول زمان و البته با رعایت دینامیک بودن مدل، تعداد وقفه متغیرها را برابر ۱ در نظر می‌گیریم. حال برای بررسی رابطه علّیت کوتاه‌مدت، معنادار بودن ضرایب وقفه‌های متغیر توضیحی در معادله (۱۶) را مورد آزمون قرار می‌دهیم. به عبارت دیگر، فرض $\delta_i = ۰$ را در نظر می‌گیریم. به این آزمون، آزمون علیت ضعیف یا علیت کوتاه‌مدت اطلاق می‌شود.

برای آزمون علّیت بلندمدت، معنادار بودن ضریب ECT(-۱) را آزمون می‌کنیم. به عبارت دیگر، فرض $\xi = ۰$ را در نظر می‌گیریم. برای بررسی اینکه آیا هر دو علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌طور مشترک معنادار هستند، معنادار بودن مجموع وقفه‌های هرکدام از متغیرهای

توضیحی توأم با ضریب (۱-)ECT را مورد آزمون قرار می‌دهیم. به عبارت دیگر، فرض $\xi = \delta_i = ۰$ را در نظر می‌گیریم. به این آزمون، آزمون علیت گرانجری قوی اطلاق می‌شود. تمام مراحل بالا را برای حالت عکس که درآمد به عنوان متغیر توضیحی و انتشار به عنوان متغیر وابسته است انجام می‌دهیم. نتایج آزمون‌های علّیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و علیت قوی بلندمدت از انتشار به درآمد و از درآمد به انتشار در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت همگن در پانل همگن

جهت علیت	$\Delta\ln GDPPC \rightarrow \Delta\ln CO۲PC$	$\Delta\ln CO۲PC \rightarrow \Delta\ln GDPPC$
علیت کوتاه‌مدت	F(۱,۷۳۵)=۵۱/۲۷۰۵۲***	F(۱,۷۳۴)=۱/۱۱۰۰۳۸
علیت بلندمدت	F(۱,۷۳۵)=۶۰/۵۰۲۰۹***	F(۱,۷۳۴)=۲۶/۹۷۵۴۳***
علیت مشترک (کوتاه‌مدت/ بلندمدت)	F(۲,۷۳۵)=۶۳/۱۸۰۸۰***	F(۲,۷۳۴)=۱۵/۳۴۶۶۶***

همانگونه که در جدول ۵ می‌بینیم، با فرض همگنی ضرایب کوتاه‌مدت و ضرایب بلندمدت، رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه از درآمد به انتشار وجود دارد. در صورتی که رابطه علیت کوتاه‌مدت از انتشار به درآمد وجود ندارد. در بلندمدت نیز رابطه علیت دوطرفه بین انتشار و درآمد وجود دارد. این حقیقت با نتایج آزمون علیت مشترک نیز تأیید می‌شود.

۵-۳-۲. آزمون ناهمگنی ضرایب مدل کوتاه‌مدت پانل

تاکنون پیش‌فرض ما این بود که ضرایب مدل کوتاه‌مدت مدل پانل، همگن هستند. اما نکته مهم آن است که ممکن است این پیش‌فرض صحیح نباشد و ضرایب ناهمگن باشند. همگنی شیب را می‌توان با استفاده از آزمون مرسوم F که مبتنی بر جمع مربعات باقیمانده‌ها از مدل‌های مقید و نامقید است، مورد بررسی قرار داد:

$$\Delta \ln GDPPC_{jt} = \sum_{i=۱}^{i=n} \gamma_i \Delta \ln GDPPC_{jt-i} + \sum_{i=۱}^{i=n} \delta_i \Delta \ln CO۲PC_{jt-i} + \xi ECT_{jt-۱} + \varepsilon_{jt} \quad (۱۷)$$

در مقایسه با

$$\Delta \ln GDPPC_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_{ji} \Delta \ln GDPPC_{jt-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \delta_{ji} \Delta \ln CO2PC_{jt-i} + \xi_j ECT_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \quad (18)$$

m تعداد کشورها است. همانطور که مشاهده می‌کنیم، در فرض رقیب، اجازه می‌دهیم که ضرایب γ و δ نیز همانند ξ دارای اندیس j باشند و در بین مقاطع تغییر کنند. به عبارت دیگر، همه ضرایب مدل در بین مقاطع مختلف تغییر می‌کنند. حال برای آزمون همگنی ضرایب کوتاه‌مدت، فرض $\gamma_{1i} = \gamma_{2i} = \ldots = \gamma_{mi}$ و $\delta_{1i} = \delta_{2i} = \ldots = \delta_{mi}$ و $\xi_1 = \xi_2 = \ldots = \xi_m$ را به شکل توأم در نظر می‌گیریم. نتایج آزمون همگنی ضرایب کوتاه‌مدت پانل در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ٦. آزمون ناهمگنی ضرایب کوتاه‌مدت پانل

متغیر وابسته	
ΔlnCO۲PC	ΔlnGDPPC
F(۶۶,۶۶۹)=۱/۶۵۸۵۰۱***	F(۶۶,۶۶۸)=۱/۷۸۹۹۶۷***

همانگونه که در جدول ۶ مشاهده می‌کنیم فرض همگنی ضرایب کوتاه‌مدت در هر دو حالت رد می‌شود. پس با توجه به نتایج به‌دست آمده، برای به‌دست آوردن تمام حالت‌های ممکن، آزمون‌ها را در حالت ناهمگنی ضرایب کوتاه‌مدت نیز بررسی می‌کنیم.

۵-۳-۳. آزمون علیت ناهمگن در پانل همگن

حال برای انجام آزمون علیت ناهمگن در پانل همگن، معادلات (۱) و (۲) را در نظر می‌گیریم. برای در نظر گرفتن فرض ناهمگنی در مدل کوتاه‌مدت، اجازه می‌دهیم عبارت ξ نیز که ضریب تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به بلندمدت است، دارای اندیس j باشد و در مقاطع تغییر کند و به عبارت دیگر، ناهمگن باشد. بنابراین، مدل زیر را خواهیم داشت:

$$\Delta \ln GDPPC_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_{ji} \Delta \ln GDPPC_{jt-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \delta_{ji} \Delta \ln CO2PC_{jt-i} + \xi_j ECT_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \quad (19)$$

همانند بخش قبل، ابتدا رابطه بلندمدت را برآورد می‌کنیم. سپس باقیمانده رابطه بلندمدت را با وقفه ۱ به عنوان جزء تصحیح خطا در مدل (۱۹) قرار می‌دهیم و مدل را برآورد می‌کنیم. حال برای بررسی رابطه علّیت کوتاه‌مدت، فرض $\delta_{ji} = 0$ را در نظر می‌گیریم. برای آزمون علّیت بلندمدت، معنادار بودن ضریب ECT(-۱) را آزمون می‌کنیم. به عبارت دیگر، فرض $\xi_j = 0$ را در نظر می‌گیریم. برای بررسی علیت مشترک، معنادار بودن مجموع وقفه‌های هرکدام از متغیرهای توضیحی توأم با ضریب ECT(-۱) را مورد آزمون قرار می‌دهیم. به عبارت دیگر، فرض $\xi_j = \delta_{ji} = 0$ را در نظر می‌گیریم. بنابراین، حالت مقید مدل (۱۹) به صورت زیر است:

$$\Delta \ln GDPPC_{jt} = \sum_{i=1}^{i=n} \gamma_{ji} \Delta \ln GDPPC_{jt-i} + \varepsilon_{jt} \quad (20)$$

تمام مراحل بالا را برای حالت عکس که درآمد به عنوان متغیر توضیحی و انتشار به عنوان متغیر وابسته است نیز انجام می‌دهیم. نتایج آزمون‌های علّیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و علیت قوی بلندمدت از انتشار به درآمد و از درآمد به انتشار در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت ناهمگن در پانل همگن

جهت علیت	ΔlnGDPPC → ΔlnCO۲PC	ΔlnCO۲PC → ΔlnGDPPC
علیت کوتاه‌مدت	F(۲۳,۶۶۹)=۴/۴۹۷۵۱۰***	F(۲۳,۶۶۸)=۱/۱۹۵۷۹۸
علیت بلندمدت	F(۲۳,۶۶۹)=۳/۶۷۶۲۵۴***	F(۲۳,۶۶۸)=۲/۷۰۴۸۸۷***
علیت مشترک (کوتاه‌مدت/ بلندمدت)	F(۴۶,۶۶۹)=۴/۶۲۲۰***	F(۴۶,۶۶۸)=۱/۹۲۴۶۶۷***

همانگونه که در جدول ۷ مشاهده می‌کنیم، با فرض ناهمگنی ضرایب کوتاه‌مدت و همگنی ضرایب بلندمدت، رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه از انتشار به درآمد وجود دارد در صورتی که رابطه علیت کوتاه‌مدت از درآمد به انتشار وجود ندارد. در بلندمدت نیز رابطه علیت دوطرفه بین انتشار و درآمد وجود دارد. این حقیقت با نتایج آزمون علیت مشترک نیز تأیید می‌شود. گفتنی

است که نتایج به‌دست آمده در این بخش، دقیقاً مانند نتایج به‌دست آمده در حالت همگنی ضرایب کوتاه‌مدت پانل است و این دو نتیجه یکدیگر را تأیید می‌کنند.

۵-۳-٤. آزمون علیت همگن در پانل ناهمگن

همانگونه که قبلاً گفته شد، روش به‌کار رفته برای آزمون همگن در پانل‌های ناهمگن کمی متفاوت است. این آزمون مستلزم برآورد جداگانه رابطه بلندمدت برای هر واحد و به‌دست آوردن باقیمانده‌ها به روش متعارف است. به ویژه ما به پارامتر هم‌انباشتگی بلندمدت φ، اجازه می‌دهیم که در داخل پانل تغییر کند.

$$\ln GDPPC_{jt} = \phi_j + \varphi_j \ln CO۲PC_{jt} + u_{jt} \qquad (۲۱)$$

سپس برای هر کشور جداگانه، مدل تصحیح خطا را برآورد می‌کنیم و با استفاده از آزمون مرسوم F، علیت گرانجری مورد آزمون قرار می‌دهیم. نتیجه این فرایند، m مقدار P جداگانه است که با P_j نشان داده می‌شوند. سپس این مقادیر P را برای آزمون فرض صفر علیت همگن در پانل‌های ناهمگن با یکدیگر ترکیب می‌کنیم. این تکنیک که با استفاده از ترکیب مقادیر P است، توسط فیشر (۱۹۸۴) پیشنهاد شده است.

$$\chi^{۲}_{۲j} = -۲\sum_{j} \log P_j \qquad (۲۲)$$

برای انجام این آزمون، ما ابتدا مدل (۲۱) را برآورد می‌کنیم. حال با استفاده از وقفه باقیمانده این رابطه، مدل تصحیح خطا را برای هر کشور به‌طور جداگانه تشکیل می‌دهیم و علیت گرانجری را مورد آزمون قرار می‌دهیم. به عبارت دیگر، آزمون مشترک علیت بلندمدت و کوتاه‌مدت را برای هر کشور انجام می‌دهیم و مقادیر P را برای آزمون‌های F هر کشور، به‌دست می‌آوریم. سپس مقدار عبارت $\chi^{۲}_{۲j}$ را تشکیل می‌دهیم. مقادیر P برای کشورهای مختلف در جدول ۸ ارائه شده‌اند.

جدول ۸. نتایج آزمون علیت همگن در پانل ناهمگن

ردیف	کشورها	جهت علّیت	
		lnGDPPC → lnCO۲PC	lnCO۲PC → lnGDPPC
		مقدار P	مقدار P
۱	الجزیره	۰/۰۷۷۵	۰/۴۱۶۴
۲	بلژیک	۰/۱۴۴۱	۰/۳۴۱۹
۳	کانادا	۰/۰۹۳۷	۰/۸۶۴۶
۴	کلمبیا	۰/۴۲۷	۰/۰۶۶
۵	اکوادور	۰/۰۰۱۱	۰/۵۴۲۸
۶	امارات متحده عربی	۰/۰۸۵۶	۰/۰۷۰۵
۷	اندونزی	۰/۰۲۸۴	۰/۸۹۶۵
۸	ایران	۰/۱۸۷۳	۰/۰۹۷
۹	ایتالیا	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۶۳
۱۰	انگلستان	۰/۰۵۶۲	۰/۰۳۵۷
۱۱	کویت	۱/۷۳E-۵	۰/۱۱۴۷
۱۲	مالزی	۰/۰۰۹۲	۰/۳۲۷۲
۱۳	مکزیک	۰/۱۰۰۴	۰/۷۳۲۲
۱۴	هلند	۰/۰۳۱۳	۰/۷۹۶۶
۱۵	نیجریه	۰/۰۵۹	۰/۵۷۲۹
۱۶	نروژ	۰/۳۱۴۴	۰/۹۲۰۴
۱۷	عمان	۰/۱۵۱۵	۰/۸۲۰۹
۱۸	قطر	۰/۴۰۶۶	۰/۲۴۴۵
۱۹	عربستان سعودی	۰/۰۱۶۳	۰/۴۱۵۲
۲۰	سنگاپور	۰/۰۱۲۸	۰/۸۴۷۳
۲۱	سودان	۰/۱۶۷	۰/۰۳۹۴
۲۲	سوریه	۰/۰۳۸۶	۰/۰۱۹۷
۲۳	ونزوئلا	۰/۰۱۸۷	۰/۰۳۰۶
	$\chi^{۲}(۴۶)$	۱۵۴/۱۰۴۲۹***	۷۴/۰۸۹۲۷۷***

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

همانگونه که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، مقادیر کای دوی به‌دست آمده، در سطح ۱ درصد معنادار هستند و لذا فرض وجود رابطه علیت همگن در پانل ناهمگن پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر، در این حالت، علیت دوطرفه بین انتشار و درآمد در کل پانل برقرار است.

۵-۳-۵. آزمون علیت ناهمگن در پانل ناهمگن

در این آزمون، فرض می کنیم که هم در رابطه بلندمدت و هم در رابطه تصحیح خطا، همه پارامترها ناهمگن هستند. این آزمون مانند آن است که رابطه بلندمدت و رابطه تصحیح خطا را برای همه کشورها تک‌تک و به صورت جداگانه به‌دست آوریم و علّیت بلندمدت و کوتاه‌مدت را مورد آزمون قرار دهیم. در حقیقت، در این حالت گویی که پانلی وجود ندارد و علیت به صورت تک‌کشوری بررسی می‌شود. گفتنی است که علیت بلندمدت نیز برای کشورهایی بررسی می‌شود که وجود رابطه هم‌انباشتگی برای آنها مورد تأیید قرار گرفته است. به عبارت دیگر، این آزمون را تنها برای کشورهای اکوادور، امارات متحده عربی، ایتالیا، انگلستان، مالزی، نروژ، عمان، قطر، عربستان سعودی، سوریه و ونزوئلا انجام می‌دهیم.

در این حالت ابتدا رابطه بلندمدت (۲۱) را برآورد می‌نماییم. سپس مدل تصحیح خطا را نیز به صورت کاملاً ناهمگن در نظر می گیریم و با قرار دادن باقیمانده مدل با وقفه ۱ در مدل تصحیح خطا، آن را برآورد می‌نماییم.

همانگونه که بیان شد، در این حالت برای بررسی علیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و علیت مشترک، دقیقاً شبیه حالت ۴-۳-۱ عمل می کنیم. نتایج به‌دست آمده برای علیت کوتاه‌مدت برای تمام کشورها در جدول ۹ و نتایج به‌دست آمده برای آزمون علیت بلندمدت و علیت بلندمدت قوی برای کشورهایی که وجود رابطه هم‌انباشتگی برای آنها تأیید شده است، به ترتیب در جدول‌های ۱۰ و ۱۱ ارائه شده‌اند.

همانگونه که در جدول ۹ مشاهده می کنیم، در کوتاه‌مدت یک رابطه علیت یک‌طرفه از انتشار به درآمد در سطح ۵٪ معناداری، برای کشورهای کلمبیا، سودان و سوریه وجود دارد. افزون بر این، برای کشور کویت، در سطح ۱٪ معناداری، یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه از درآمد به انتشار وجود دارد. برای کشور مالزی نیز در سطح ۵٪ معناداری، یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه از درآمد به انتشار وجود دارد. وجود یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه در سطح

۱۰٪ معناداری نیز از درآمد به انتشار برای کشورهای ایران و نیجریه تأیید می‌شود. برای کشورهای دیگر، وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت تأیید نمی‌شود.

جدول ۹. علیت کوتاه‌مدت بین انتشار و درآمد (تک‌کشوری)

ردیف	کشورها	جهت علّیت	
		lnGDPPC → lnCO۲PC	lnCO۲PC → lnGDPPC
		مقدار آماره F	مقدار آماره F
۱	الجزیره	F(۱,۲۸)=۰/۶۶۵۵۸	F(۱,۲۸)=۰/۰۸۲۸۷۵
۲	بلژیک	F(۱,۳۱)=۰/۰۵۰۲۶۳	F(۱,۳۱)=۰/۲۲۳۷۷
۳	کانادا	F(۱,۳۱)=۰/۴۰۲۵۵	F(۱,۳۱)=۰/۰۸۸۵۷۴
۴	کلمبیا	F(۱,۳۱)=۰/۷۱۸۳۲۸	F(۱,۳۱)=۵/۲۱۸۶۰۶**
۵	اکوادور	F(۱,۳۱)=۶/۰۰E-۰۶	F(۱,۳۱)=۰/۱۳۴۱۰۹
۶	امارات متحده عربی	F(۱,۲۸)=۰/۰۲۲۸۳۱	F(۱,۲۸)=۰/۹۳۹۸۶
۷	اندونزی	F(۱,۲۷)=۰/۵۰۱۶۷۷	F(۱,۲۷)=۰/۱۴۹۹۴۵
۸	ایران	F(۱,۳۱)=۳/۴۹۳۳۶۷*	F(۱,۳۱)=۰/۲۳۹۴۲۴
۹	ایتالیا	F(۱,۲۳)=۲/۶۵۵۸۹۹	F(۱,۲۳)=۲/۲۸۶۹۷
۱۰	انگلستان	F(۱,۳۱)=۰/۲۸۲۸۸۱	F(۱,۳۱)=۰/۷۹۹۴۵۶
۱۱	کویت	F(۱,۳۱)=۲۳/۷۴۷۳۹***	F(۱,۳۱)=۰/۱۲۲۳۱۴
۱۲	مالزی	F(۱,۳۱)=۴/۸۰۹۴۹۲**	F(۱,۳۱)=۱//۰۹۶۱۴
۱۳	مکزیک	F(۱,۳۱)=۲/۶۳۶۸۶۸	F(۱,۳۱)=۰/۱۳۳۰۹۱
۱۴	هلند	F(۱,۳۱)=۰/۱۸۶۷۷۷	F(۱,۳۱)=۰/۰۶۲۶۵۹
۱۵	نیجریه	F(۱,۲۹)=۳/۱۳۰۰۵۸*	F(۱,۲۹)=۰/۰۰۱۱۷
۱۶	نروژ	F(۱,۳۱)=۱/۹۷۸۳۶۲	F(۱,۳۱)=۰/۱۶۴۴۱۳
۱۷	عمان	F(۱,۲۶)=۰/۶۰۲۱۹۴	F(۱,۲۵)=۰/۳۵۹۸۷
۱۸	قطر	F(۱,۲۱)=۰/۰۰۰۹۲۸	F(۱,۲۱)=۰/۱۵۷۱۰۴
۱۹	عربستان سعودی	F(۱,۲۴)=۰/۲۴۱۰۲۷	F(۱,۲۴)=۰/۱۲۸۲۵۳
۲۰	سنگاپور	F(۱,۳۱)=۱/۳۷۸۴۱۷	F(۱,۳۱)=۰/۲۰۸۲۰۳
۲۱	سودان	F(۱,۳۱)=۰/۲۴۴۱۱۲	F(۱,۳۱)=۶/۸۲۶۴۴۴**
۲۲	سوریه	F(۱,۳۱)=۰/۰۴۵۹۵۴	F(۱,۳۱)=۴/۹۳۹۳۳۳**
۲۳	ونزوئلا	F(۱,۲۹)=۰/۹۲۶۱۳۸	F(۱,۲۹)=۰/۴۵۸۸۱۳

جدول ۱۰. علیت بلندمدت بین انتشار و درآمد (تک‌کشوری)

ردیف	کشورها	جهت علّیت	
		lnGDPPC → lnCO۲PC	lnCO۲PC → lnGDPPC
		مقدار آماره F	مقدار آماره F
۱	اکوادور	F(۱,۳۱)=۱۰/۹۹۰۰۶***	F(۱,۳۱)=۱/۲۳۷۷۱۶
۲	امارات متحده عربی	F(۱,۲۸)=۵/۲۴۲۲۱۳**	F(۱,۲۸)=۵/۸۳۷۲۶۲**
۳	ایتالیا	F(۱,۲۳)=۹/۶۸۳۴۷۷***	F(۱,۲۳)=۵/۶۵۴۵۰۷**
۴	انگلستان	F(۱,۳۱)=۶/۰۵۷۷۳۲**	F(۱,۳۱)=۳/۷۹۳۸۳۴
۵	مالزی	F(۱,۳۱)=۳/۵۲۷۵۶۳*	F(۱,۳۱)=۰/۳۲۷۹۸۵
۶	نروژ	F(۱,۳۱)=۰/۰۱۶۸۵۵	F(۱,۳۱)=۳/۴۶E-۶
۷	عمان	F(۱,۲۶)=۲/۴۵۹۸۵۴	F(۱,۲۵)=۰/۱۵۶۱۳۲
۸	قطر	F(۱,۲۱)=۱/۶۸۸۶۵۶	F(۱,۲۱)=۲/۹۰۰۵
۹	عربستان سعودی	F(۱,۲۴)=۹/۶۳۲۴۰۹***	F(۱,۲۴)=۱/۶۹۰۷۴۴
۱۰	سوریه	F(۱,۳۱)=۶/۲۶۵۰۶۷**	F(۱,۳۱)=۲/۱۹۴۹۱۵
۱۱	ونزوئلا	F(۱,۲۹)=۷/۴۴۸۵۶۱**	F(۱,۲۹)=۵/۱۶۶۶۲۲**

همانگونه که در جدول ۱۰ مشاهده می‌کنیم، برای کشورهای امارات متحده عربی، ایتالیا و ونزوئلا یک رابطه علیت بلندمدت از انتشار به درآمد وجود دارد. یک رابطه علیت بلندمدت در سطح ۱۰٪ معناداری نیز از انتشار به درآمد برای کشور انگلستان به‌دست آمده است. به علاوه، برای کشورهای اکوادور، ایتالیا، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، انگلستان، سوریه و ونزوئلا یک رابطه علیت بلندمدت از درآمد به انتشار تأیید می‌شود. یک رابطه علیت بلندمدت در سطح ۱۰٪ معناداری نیز از درآمد به انتشار برای کشور مالزی وجود دارد. بنابراین، برای کشورهای امارات متحده عربی، ایتالیا، انگلستان و ونزوئلا رابطه علیت بلندمدت بین انتشار و درآمد دوطرفه است. برای بقیه کشورها نیز رابطه بلندمدت بین انتشار و درآمد کشف نشد.

همانگونه که در جدول ۱۱ مشاهده می‌کنیم برای کشورهای ایتالیا، انگلستان، سوریه و ونزوئلا یک رابطه علیت بلندمدت از انتشار به درآمد وجود دارد. یک رابطه علیت بلندمدت در سطح ۱۰٪ معناداری نیز از انتشار به درآمد برای کشور امارات متحده عربی به‌دست آمده است. به علاوه، برای کشورهای اکوادور، ایتالیا، مالزی، عربستان سعودی، سوریه و ونزوئلا یک رابطه علیت بلندمدت از درآمد به انتشار تأیید می‌شود. یک رابطه علیت بلندمدت در سطح ۱۰٪ معناداری نیز

از درآمد به انتشار برای کشور انگلستان وجود دارد. بنابراین، برای کشورهای امارات متحده عربی، ایتالیا، انگلستان، سوریه و ونزوئلا رابطه علیت بلندمدت بین انتشار و درآمد دوطرفه است. برای بقیه کشورها نیز رابطه بلندمدت بین انتشار و درآمد به‌دست نیامد. نکته قابل توجه آن است که این نتایج به غیر از رابطه علیت بلندمدت قوی از انتشار به درآمد برای کشور سوریه، تقریباً منطبق با نتایج جدول ۱۰ است.

جدول ۱۱. علیت بلندمدت قوی بین انتشار و درآمد (تک‌کشوری)

ردیف	کشورها	جهت علّیت	
		lnGDPPC → lnCO۲PC	lnCO۲PC → lnGDPPC
		مقدار آماره F	مقدار آماره F
۱	اکوادور	F(۲,۳۱)=۸/۵۱۱۶۵۱***	F(۲,۳۱)=۰/۶۲۳۱۳۴
۲	امارات متحده عربی	F(۲,۲۸)=۲/۶۸۷۶۴۸*	F(۲,۲۸)=۲/۹۲۰۶۳۷*
۳	ایتالیا	F(۲,۲۳)=۸/۳۷۴۰۰۷***	F(۲,۲۳)=۴/۹۴۹۴۶۷**
۴	انگلستان	F(۲,۳۱)=۳/۱۶۴۴۸۷*	F(۲,۳۱)=۳/۷۱۶۸۲۹**
۵	مالزی	F(۲,۳۱)=۵/۴۷۷۴۶۶***	F(۲,۳۱)=۱/۱۵۸۳۸۱
۶	نروژ	F(۲,۳۱)=۱/۲۰۱۳۳۹	F(۲,۳۱)=۰/۰۸۳۱۱۸
۷	عمان	F(۲,۲۶)=۲/۰۳۱۳۴۴	F(۲,۲۵)=۰/۱۹۸۸۹۱
۸	قطر	F(۲,۲۱)=۰/۹۳۹۷۱۵	F(۲,۲۱)=۱/۵۰۷۴۸۹
۹	عربستان سعودی	F(۲,۲۴)=۴/۹۰۹۵۰۱**	F(۲,۲۴)=۰/۹۱۲۰۶۵
۱۰	سوریه	F(۲,۳۱)=۳/۶۲۲۱۵۳**	F(۲,۳۱)=۴/۴۷۲۱۹**
۱۱	ونزوئلا	F(۲,۲۹)=۴/۵۸۱۰۸**	F(۲,۲۹)=۵/۶۸۶۸۶۸***

٦. خلاصه و نتیجه‌گیری

یکی از اثرات اجتناب‌ناپذیر رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست است. رابطه بین این دو متغیر در دهه‌های اخیر بسیار مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته و فعالیت‌های فراوانی در این زمینه انجام شده است. منحنی کوزنتس محیط زیستی (EKC)، با پیش‌فرض وجود رابطه علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به کاهش کیفیت محیط زیستی، مهم‌ترین الگویی است که در این زمینه ایجاد شده است. اما پیش‌فرض این الگو نیز مورد تردید قرار گرفته است. ناهمگنی کشورها از نظر ساختار اجتماعی و اقتصادی می‌تواند جهت رابطه علیت بین متغیرها را تغییر دهد. این مطالعه به بررسی

رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین رشد درآمد سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن برای کشورهای صادرکننده نفت برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰ پرداخت. نتایج تجربی به‌دست آمده از انجام آزمون علیت پانل نشان داد که تنها در حالت همگن بودن ضرایب بلندمدت و ناهمگن بودن ضرایب کوتاه‌مدت که شواهدی مبنی بر وجود رابطه علیت کوتاه‌مدت از انتشار به درآمد در کل پانل به‌دست نیامد، در بقیه حالت‌ها رابطه علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه از درآمد به انتشار و رابطه علیت بلندمدت دوطرفه بین انتشار و درآمد مورد تأیید قرار گرفت. رابطه علیت دوطرفه در حالت ناهمگن بودن ضرایب بلندمدت و همگن بودن ضرایب کوتاه‌مدت نیز به‌دست آمد. بنابراین، فرضیه اساسی این مطالعه که وجود رابطه علّی دوطرفه بین انتشار و درآمد در کشورهای صادرکننده نفت است، تأیید شد.

بنابراین، رابطه علیت بین انتشار و درآمد در کشورهای صادرکننده نفت که شامل ایران نیز است، تنها از پیش‌فرض منحنی کوزنتس محیط زیستی مبنی بر وجود رابطه یک‌طرفه پیروی نمی‌کند. از آنجا که کشورهای متعددی اعم از توسعه‌یافته و در حال توسعه در پانل نمونه وجود دارد، به‌دست آمدن این نتیجه کاملاً منطقی به نظر می‌رسد. هرچند بخش عمده درآمدهای کشورهای صادرکننده نفت وابسته به درآمدهای نفتی است و حتی بعضی از این کشورها مانند کشورهای خاورمیانه منبع اساسی درآمدشان از طریق صادرات نفت است، اما کشورهای دیگری نیز هستند که تنها متکی به نفت نیستند و درآمدهای نفتی خود را صرف زیرساخت‌های اقتصادی و توسعه در جهات مختلف از جمله توسعه منابع انسانی می‌نمایند و لذا نمی‌توان انتظار داشت که در همه این کشورها، رابطه علیت از سمت درآمد به تخریب محیط زیست باشد. بلکه ممکن است که درآمدهای بالای کشورها منجر به کاهش تخریب محیط زیستی در این کشورها شود. به علاوه بعضی از این کشورها نیز به علت عدم دسترسی به تکنولوژی‌های کارا و پاک، هنوز علیت از انتشار به درآمد را تجربه می‌کنند. البته نباید از نظر دور داشت که علیت از آلودگی به درآمد می‌تواند در مراحل دسترسی کشورها به تکنولوژی‌های بالا[1] نیز رخ دهد که البته نوع آلودگی در آن مراحل متفاوت است.

رابطه علیت به صورت تک‌کشوری نیز برای همه کشورهای مدل انجام گرفت. در آزمون‌های علیت تک‌کشوری، جهت علیت در کشورهای مختلف، متفاوت است. به ویژه برای کشور ایران علیت کوتاه‌مدت از درآمد به انتشار است. این مسئله به این معناست که کشور ایران هنوز در

1. High Technology

مراحل اولیه توسعه قرار دارد. اما برای کشور توسعه‌یافته‌ای مانند انگلستان، رابطه علیت نشان می‌دهد که این کشور در مراحل بالای توسعه قرار دارد و درآمد بالای این کشور، منجر به کاهش انتشار می‌شود.

منابع

الف- فارسی

قاضی، مرتضی (۱۳۸۸)، بررسی رابطه علیت میان انتشار آلودگی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای صادرکننده نفت)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.

ب- انگلیسی

Baltagi, H. Badi (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, Wiley.

Coondoo, D. and S. Dinda (2002), "Causality between Income and Emission: A Country Group-specific Econometric Analysis", *Ecological Economics*, Vol. 40, No. 3, pp. 351-367.

Dinda, S. (2004), "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey", *Ecological Economics*, No. 49, pp. 431-455.

Dinda, S. and D. Coondoo (2006), "Income and Emissions: A Panel Based Cointegration Analysis", *Ecological Economics*, Vol. 57, pp. 167-181.

Hoffmann, R. *et al* (2005), "FDI and Pollution: A Granger Causality Test Using Panel Data", *Journal of International Development*, Vol. 17, pp. 311-317.

Holtz-Eakin, D. and D. M. Selden (1995), "Stoking the Fires? CO2 Emissions and Economic Growth", *Journal of Public Economics*, Vol. 57, pp. 85-101.

Im, K. S. , Pesaran, M. H. and Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53-74.

Kuznets, P. and P. Simon (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, Vol. 45, pp. 1-28.

Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economic Statistics*, (Special Issue) pp. 653-669.

Stern, D. I. (1998), "Progress on the Environmental Kuznets Curve?", *Environment and Development Economics*, Vol. 3, pp. 175-198.