

فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۵، تابستان ۱۳۸۹، ۲۱۲ - ۱۸۳

تأثیر صادرات صنعتی بر زیست محیط ایران (۱۳۸۵-۱۳۵۲)

دکتر علیرضا کازرونی * مجید فشاری **

پذیرش: ۸۸/۱۰/۹

دریافت: ۸۷/۱۱/۲۱

ایران / روش ARDL / صادرات کالاهای صنعتی / کیفیت زیست محیطی

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه بلندمدت بین صادرات کالاهای صنعتی و شاخص کیفیت زیست محیطی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۲ می‌باشد. در این راستا، متغیر انتشار گاز دی اکسید کربن به عنوان شاخصی برای کیفیت محیط زیست در ایران در نظر گرفته شده و از روش هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده شده است. نتایج تخمین مدل بیانگر این است که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای صادرات کالاهای صنعتی و شاخص آلودگی هوا برقرار بوده و متغیرهای صادرات کالاهای صنعتی، تولید ناخالص داخلی و تراکم جمعیت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان انتشار گاز دی اکسید کربن زیست دارند. در نهایت، یافته‌های حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر متغیر صادرات کالاهای صنعتی بر انتشار گاز دی اکسید کربن مثبت و لیکن به مراتب کمتر از سایر متغیرها می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C220, F180

ar.kazerooni@gmail.com

majid_feshari@yahoo.com

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز

■ دکتر علیرضا کازرونی، مسئول مکاتبات.

مقدمه

طی دهه‌های اخیر، مسائل زیست محیطی از جنبه‌های مختلفی مورد توجه قرار گرفته است. آغاز موج توجه عمومی به مسائل زیست محیطی طی دهه ۱۹۶۰ به وقوع پیوست و تمرکز عمده این توجهات روی آلودگی‌های صنعتی، به دلیل رشد روزافزون اقتصادهای صنعتی بود.^۱ در اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی مسائل مربوط به تجارت و محیط زیست اوج گرفت و طرفداران محیط زیست در اعتراض به وضعیت اسفناک محیط زیستی حاصل از توسعه روزافزون تجارت، مخالفت‌ها و نشست‌های گسترده‌ای در نقاط مختلف جهان ترتیب دادند. به عقیده آنان در اثر آزادسازی تجاری و افزایش صادرات، میزان فعالیت‌های اقتصادی و از جمله فعالیت‌های آلاینده گسترش یافته و استفاده از منابع و انرژی به شکل نامناسبی افزایش پیدا می‌کند.^۲ علاوه بر این طرفداران محیط زیست و مخالفان آزادسازی تجارت، اذعان داشتند که گسترش صادرات و افزایش فشارهای رقابتی بین بنگاه‌های داخلی و رقبای خارجی به کم‌رنگ شدن قوانین زیست محیطی مناسب در کشور خودی منتهی شده و حتی تصویب و اجرای قوانین زیست محیطی را در فرایند آزادسازی تجاری با تأخیر مواجه می‌سازد. اما از سوی دیگر، برخی از طرفداران تجارت آزاد، آزادسازی تجاری و گسترش صادرات خارجی را موجب بهبود وضعیت محیط زیست معرفی می‌کنند. بر اساس استدلال آن‌ها، با توجه به واکنش کشورها به فشارهای رقابتی ناشی از گسترش تجارت آزاد و نتیجتاً دسترسی به تجارت آزاد و مزیت نسبی، استفاده از منابع کارا تر شده و بدین ترتیب ائتلاف منابع و انرژی و آلاینده‌گی مربوط به آن‌ها در کشور خودی کاهش می‌یابد. با توجه به مطالب فوق می‌توان بیان کرد که آزادسازی تجاری و گسترش صادرات دارای اثرات مثبت و یا منفی بر کیفیت محیط زیست بوده و مطالعات صورت گرفته نیز منتهی به نتایج متفاوتی شده است. نظر به اهمیت بررسی رابطه بین صادرات و به ویژه صادرات کالاهای صنعتی و کیفیت محیط زیست در کشورهای در حال توسعه و به ویژه ایران، هدف اصلی این مطالعه بررسی و تبیین رابطه بلندمدت بین صادرات

1. Holinger, 2008, p. 8.

2. Khalil & Zeeshan, 2006, p. 1189.

کالاهای صنعتی و شاخص کیفیت زیست محیطی در ایران بر اساس متغیر انتشار گاز دی‌اکسید کربن طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۵ می‌باشد. در این راستا ادامه این مطالعه به صورت زیر سازماندهی شده است: در قسمت دوم به مروری بر مبانی نظری تحقیق پرداخته شده و در قسمت سوم، مطالعات تجربی صورت گرفته در خارج و داخل کشور مورد توجه قرار می‌گیرد. در قسمت چهارم، به شناخت حقایق آشکار شده درباره جامعه ایران اشاره شده و در قسمت پنجم مدل تحقیق و داده‌ها و اطلاعات آماری معرفی می‌شود. قسمت ششم مطالعه بر تخمین مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق متمرکز شده و در نهایت قسمت پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص یافته است.

۱. مبانی نظری موضوع

یکی از موضوعات قابل بحث در مقوله جهانی شدن، توجه به این نکته است که افزایش حجم تجارت می‌تواند منجر به تخریب محیط زیست شود.^۱ اقتصاددانان معتقدند که گسترش تجارت از بازارهای داخلی به بازارهای بین‌المللی نه تنها سهم بازار را برای کشور داخلی افزایش می‌دهد بلکه می‌تواند به افزایش رقابت بین ملتها منجر شود که در نتیجه منجر به بهبود کارآیی استفاده از منابع کمیاب می‌شود. زیرا در این وضعیت، هر کشور، کالاها و خدماتی را تولید خواهد نمود که در آن با مزیت نسبی مواجه می‌باشد. اما از سوی دیگر اقتصاددانان محیط زیست، مخالف گسترش حجم تجارت جهانی بوده و معتقدند هزینه‌های افزایش حجم تجارت به بازارهای بین‌المللی، می‌تواند منجر به تخلیه منابع طبیعی و افزایش آلودگی شده که در نتیجه آن کیفیت محیط زیست تخریب شود.^۲ از طرف دیگر اقتصاددانان محیط زیست استدلال می‌کنند که کنترل آلودگی و مدیریت منابع طبیعی از موضوعاتی هستند که همواره در سیاست‌های تجاری کشورها نادیده گرفته می‌شود. علاوه بر این در سناریوی جدیدی که توسط برخی از اقتصاددانان نظیر هلپمن (۱۹۹۸) و دانیل و گیرادینا (۱۹۹۸) مطرح شده است، گسترش حجم تجارت

1. Khalil & Zeeshan, 2006, p.1172.

2. Chaudhuri and Pfaff, 2002.

می‌تواند از طریق افزایش رقابت، منجر به بهبود کیفیت تولید کالاها و خدمات و همچنین اجرای قوانین زیست محیطی شود. بر طبق نظر این اقتصاددانان، افزایش حجم تجارت به بهبود استانداردهای زندگی در کشورهای در حال توسعه و کیفیت محیط زیست کمک می‌نماید.^۱

در مورد چگونگی تأثیر حجم تجارت بر کیفیت محیط زیست^۲ دو دیدگاه مطرح است. در دیدگاه اول که توسط بگواتی (۱۹۹۳)^۳ و گالاقر (۲۰۰۴)^۴ مطرح شده است، تشدید سیاست‌های زیست محیطی بر اساس فرضیه مأمّن آلاینده‌گی^۵ و مکان یابی مجدد صنایع، تحرک سرمایه و الگوی تجاری بین کشورهای جهان را تحت تأثیر قرار داده و به تبع آن میزان انتشار آلاینده‌گی را دستخوش تغییر می‌کند. بر اساس این فرضیه، از آنجا که کشورهای توسعه یافته سیاست‌های زیست محیطی شدیدی را نسبت به کشورهای در حال توسعه اعمال می‌کنند، صنایع آلوده‌کننده فعال در کشورهای توسعه یافته، عملیات و فرایند تولید خود را از کشورهای خودی به کشورهای در حال توسعه با سیاست‌های زیست محیطی ضعیف انتقال می‌دهند و به این ترتیب کشورهای در حال توسعه به مأمّن برای جذب صنایع آلوده‌کننده تبدیل می‌شوند. تبدیل کشورهای در حال توسعه به مأمّن صنایع آلوده‌کننده، با توجه به دسترسی این کشورها به مزیت نسبی قابل توجیه است. زیرا بر اساس نظریه مزیت نسبی، کشور مورد نظر در تولید کالاها و خدماتی تخصص پیدا خواهد کرد که آن کالاها و خدمات را با هزینه نسبی کمتری نسبت به کشورهای دیگر تولید کند و در مقابل کالاها و خدماتی را وارد خواهد کرد که آن کالاها را به طور نسبی با هزینه بیشتری نسبت به کشورهای دیگر تولید کند. از اینرو همچنانکه وضع استانداردهای زیست محیطی پایین در یک کشور به عنوان منبع مزیت نسبی مطرح و عاملی جهت انتقال صنایع آلوده‌کننده به این کشورها محسوب شود، در آن صورت فرضیه مأمّن آلودگی تأیید شده و این امر سبب ایجاد تغییراتی در الگوی تجاری بین کشورها می‌شود.^۶

1. Helpman (1998); Daniel and Giradina (1998).

2. Environmental Quality.

3. Bhagwati.

4. Gallagher.

5. Pollution Haven Hypothesis.

6. Holinger, 2008, p. 11.

به طور کلی، بر اساس فرضیه مآمن آلایندگی، صنایع با شدت آلایندگی بالا در حال انتقال از کشورهای توسعه یافته به کشورهای در حال توسعه می‌باشند. به عبارت دیگر کشورهای در حال توسعه با توجه به برخورداری از قوانین زیست محیطی ضعیف در خصوص تولیدات مرتبط با صنایع آلاینده، نسبت به کشورهای توسعه یافته از جذابیت بالایی برای جلب این صنایع برخوردارند. در چنین فرایندی با انتقال این صنایع به کشورهای در حال توسعه، این کشورها به صادرکنندگان کالاهایی تبدیل می‌شوند که توسط صنایع آلاینده تولید می‌شوند. به عبارت دیگر با گسترش تجارت و انتقال صنایع آلاینده به کشورهای در حال توسعه، کیفیت زیست محیطی در این کشورها افت پیدا می‌کند. دیدگاه دوم که به تأثیر مثبت گسترش حجم تجارت بر کیفیت محیط زیست اشاره می‌کند، توسط گروسمن و کروگر^۱ (۱۹۹۳) مطرح شده است. بر این اساس، آنان در مطالعه‌شان آثار آزادسازی تجاری و گسترش صادرات را روی وضعیت محیط زیست به سه اثر مقیاس^۲، اثر ترکیب^۳ و اثر فنی^۴ تفکیک کرده‌اند. رویکرد مورد استفاده توسط این محققین دربرگیرنده دلالت‌های ریاضی و هندسی می‌باشد. در نمایش هندسی، آنها نتیجه می‌گیرند که آزاد سازی تجاری و گسترش حجم تجارت برای کالا و خدمات آلاینده در صورتی می‌تواند به کاهش آلودگی محیط زیست منجر شود که اثر فنی بر اثر مقیاس و اثر ترکیب غلبه نماید. در این رویکرد، اثر مقیاس دلالت بر تغییر در اندازه فعالیت‌های اقتصادی، اثر ترکیب مبین تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و اثر فنی بیانگر تغییر در فن و شیوه تولید و تغییر به سمت استفاده از فناوری پاک است.^۵ بنابراین به دنبال آزادسازی تجاری، اثر مقیاس تمایل به افزایش تخریب محیط زیست و اثر فنی تمایل به کاهش تخریب محیط زیست دارند. میزان تأثیر اثر ترکیب نیز به نوع مزیت نسبی بستگی دارد. به طوری که با توجه به مزیت نسبی در یک کشور، اگر کشوری در تولید کالای آلاینده مزیت نسبی داشته و در تولید آن کالاها تخصص پیدا کند، در آن صورت اثر

1. Grossman & Kruger.

2. Scale Effect.

3. Composition Effect.

4. Technique Effect.

5. Antweiler et al, 2001.

ترکیب به واسطه تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده، آثار منفی روی محیط زیست بر جای می‌گذارد و اگر به واسطه وجود مزیت نسبی، کشوری در تولید کالای پاک تخصص یابد، در آن صورت اثر ترکیب آثار مثبتی بر روی کیفیت محیط زیست برجای خواهد گذاشت. به طور کلی به دنبال آزادسازی تجاری، اگر اثر فنی بر اثر مقیاس و اثر ترکیب (در کشوری با مزیت نسبی در صنایع آلاینده) غلبه نماید و یا اگر اثر فنی همراه با اثر ترکیب (در کشوری با مزیت نسبی در صنایع پاک) بر اثر مقیاس غالب شود، در آن صورت آزادسازی تجاری منجر به نتایج مثبت زیست محیطی خواهد شد.^۱ بنابراین بر اساس این دیدگاه ملاحظه می‌شود که آزادسازی تجاری می‌تواند از طریق اثرات مقیاس، ترکیب و فنی بر میزان آلودگی محیط زیست تأثیرگذار باشد. در مورد اثرات مقیاس می‌توان بیان کرد که انتشار آلاینده‌گی، محصول فرعی فرایند تولید و مصرف بوده و با افزایش مقیاس فعالیت‌های اقتصادی آلودگی محیط زیست افزایش خواهد یافت. اثرات فنی نیز شامل استفاده از شیوه‌های مختلف تولید بوده که به دلیل امکان جانشینی بین عوامل، دارای اثرات متفاوتی بر میزان آلودگی محیط زیست خواهد بود. اثرات ترکیب نیز دلالت بر این دارد که هر کالا دارای میزان آلاینده‌گی متناسب با خود بوده و از اینرو ترکیب کالاهای مبادله شده می‌تواند میزان آلودگی را تحت تأثیر قرار دهد.^۲

۲. مروری بر مطالعات تجربی

در زمینه بررسی رابطه بین حجم تجارت، صادرات و کیفیت محیط زیست مطالعات متعددی در خارج کشور صورت گرفته که عمده این مطالعات در کشورهای توسعه یافته انجام شده است.^۳ علاوه بر این در اکثر مطالعات تجربی صورت گرفته نیز به صورت بین کشوری به بررسی اثر تجارت بر شاخص‌های کیفیت زیست محیطی پرداخته شده که در این صورت نتایج تحقیق به انتخاب شاخص آلاینده‌گی محیط زیست و همچنین گروه

1. Mukhopadhyay, 2006.

2. Khalil et al, (2007), p.646.

۳. برای مطالعات بیشتر در زمینه بررسی اثر حجم تجارت بر کشورهای توسعه یافته به گروسمن و کروکر (۱۹۹۳)، لویز (۱۹۹۴) مراجعه شود.

کشورهای مورد بررسی حساس خواهد بود. بنابراین ضروری به نظر می‌رسد که برای ارائه توصیه سیاستی مناسب در مورد یک کشور، به صورت تک کشوری به بررسی رابطه بین حجم تجارت، صادرات و شاخص‌های کیفیت محیط زیستی پرداخته شود. از آنجا که بر اساس پژوهش محققین در داخل کشور مطالعه‌ای در این راستا صورت نگرفته است لذا در ذیل به صورت اجمالی به مروری بر مطالعات خارجی پرداخته می‌شود.

پرونی و ویگل^۱ (۱۹۹۴) طی مطالعه‌ای با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه به بررسی رابطه بین صادرات و کیفیت محیط زیست در کشور کانادا پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر صادرات تأثیر اندک و متغیر اثر مقیاس تأثیر قابل ملاحظه و معنی‌داری بر کیفیت محیط زیست دارد.

آنتویلر و همکاران^۲ (۲۰۰۱) با استفاده از اثرات مقیاس، ترکیب و فناوری به بررسی چگونگی تأثیر صادرات بر کیفیت محیط زیست در کشور آمریکا پرداخته‌اند. نتایج مطالعه محققین بیانگر این است که صادرات دارای تأثیر منفی بر کیفیت محیط زیست بوده است. دین^۳ (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با استفاده از سیستم معادلات همزمان به بررسی تأثیر حجم تجارت بر شاخص آلودگی آب در استان‌های چین می‌پردازد. وی در این مطالعه به این نتیجه می‌رسد که خالص اثر افزایش حجم تجارت بر شاخص آلودگی محیط زیست در استان‌های این کشور به کاهش آلودگی آب منجر می‌شود.

کوپلند و تیلور^۴ (۲۰۰۳) در مطالعه خود نشان داده‌اند که خالص اثر افزایش حجم تجارت بر انتشار گاز دی اکسید گوگرد (SO₂) منفی و معنی‌دار بوده است. به عبارت دیگر با گسترش حجم تجارت، در ابتدا به دلیل گسترش مقیاس تولیدی، میزان انتشار گاز دی اکسید گوگرد افزایش یافته اما در نهایت به دلیل غالب شدن اثر فنی بر اثر مقیاس، میزان غلظت گاز دی اکسید گوگرد کاهش می‌یابد.

فرانکل و روز^۵ (۲۰۰۵) به بررسی تأثیر حجم تجارت بر شاخص‌های کیفیت

1. Perooni & Wigle.

2. Antweiler et al.

3. Dean.

4. Copeland & Taylor.

۵. Frenkel & Rose

زیست محیطی نظیر دی اکسید کربن، دی اکسید نیتروژن در کشور آمریکا می‌پردازند. آنها در این مطالعه نتیجه می‌گیرند که افزایش حجم تجارت تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص‌های آلودگی هوا و به ویژه انتشار گاز دی اکسید کربن داشته است.

جای هی^۱ (۲۰۰۵) با استفاده از سیستم معادلات همزمان و تکنیک داده‌های پانل، به بررسی تأثیر حجم تجارت بر شاخص‌های کیفیت زیست محیطی در چین طی سال‌های ۱۹۹۳-۲۰۰۱ می‌پردازد. وی در این مطالعه نتیجه می‌گیرد که افزایش صادرات منجر به کاهش انتشار گاز دی اکسید کربن و شاخص‌های دیگر کیفیت زیست محیطی می‌شود.

مانگی^۲ (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی به بررسی رابطه بین صادرات، رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست در ۱۱۵ کشور در قالب کشورهای با درآمد سرانه بالا و پایین طی سال‌های ۱۹۶۰-۱۹۹۹ پرداخته است. نتایج مطالعه بیانگر این است که برای کل کشورهای مورد بررسی، صادرات منجر به افزایش آلودگی محیط زیست شده اما برای کشورهای با سطح درآمد سرانه بالا، متغیر صادرات تأثیر منفی و معنی‌دار بر آلودگی محیط زیست دارد. علاوه بر این، در تمامی حالت‌های تخمین مدل، تأثیر متغیر مقیاس نسبت به تأثیر متغیر فناوری بیشتر می‌باشد.

ژا و موتاکومورا^۳ (۲۰۰۶) در مطالعه خود به بررسی تأثیر حجم تجارت بر کیفیت محیط زیست در کشور ویتنام پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که صادرات تأثیر مثبت و معنی‌دار بر انتشار گاز دی اکسید کربن در این کشور دارد.

خلیل و اینام^۴ (۲۰۰۶) در مطالعه خود با استفاده از روش همگرایی جوهانسن-جوسیلیوس به بررسی رابطه بلندمدت بین تجارت خارجی و کیفیت محیط زیست در کشور پاکستان طی سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۰۴ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر این است که رابطه تعادلی بلندمدت بین صادرات و شاخص‌های کیفیت محیط زیست (متغیر انتشار گاز دی اکسید کربن و زمینهای قابل کشت) برقرار بوده و صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت بر انتشار گاز دی اکسید کربن و تأثیر مثبت و بی‌معنی بر زمینهای

1. Jie He.

2. Mangi.

3. Jha & Muthukumara.

4. Khalil & Inam.

زراعی داشته است.

فانگ و میچلر^۱ (۲۰۰۷) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین آزادسازی تجاری و محیط زیست در صنایع تولیدی آمریکا پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر آزادسازی تجاری بر کیفیت محیط زیست در صنایع تولیدی این کشور به محلی و منطقه‌ای بودن صنایع و یا جهانی بودن صنایع بستگی دارد.

خلیل و همکاران^۲ (۲۰۰۷) طی مطالعه‌ای با استفاده از روش همگرایی جوهانسن - جوسیلیوس، به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر میزان آلودگی هوا و آب در کشور پاکستان طی سال‌های ۱۹۷۲-۲۰۰۱ پرداخته‌اند. آنها در این مطالعه به منظور نشان دادن اثرات آزادسازی تجاری بر شاخص‌های آلودگی هوا و آب، از متغیر درجه بازبودن تجارت که به صورت نسبت حجم تجارت به تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود استفاده می‌نمایند. محققین در این مطالعه به این نتیجه می‌رسند که افزایش درجه بازبودن تجارت منجر به افزایش آلودگی هوا و آب شده و افزایش تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر مقیاس، اثر منفی بر شاخص‌های کیفیت زیست محیطی دارد.

شن^۳ (۲۰۰۸) در مطالعه خود با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی به بررسی اثرات مقیاس، ترکیب و فناوری بر تخریب محیط زیست در ایالت‌های کشور چین طی سال ۱۹۹۳-۲۰۰۲ پرداخته است. نتایج این مطالعه بیانگر این است که فرضیه بر خورداری از عوامل تولید^۴ برای ایالت‌های کشور چین تأیید شده و افزایش صادرات منجر به تخریب محیط زیست (انتشار بیشتر آلاینده‌های محیط زیست نظیر SO₂) می‌شود.

دین و لاولی^۵ (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر رشد تجارت بر شاخص‌های آلودگی هوا و آب در استان‌های چین طی سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۰۴ می‌پردازند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گسترش حجم تجارت، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر کاهش شاخص‌های آلودگی محیط زیست در استان‌های این

1. Fung & Meachler.

2. Khalil et al.

3. Shen.

4. Factor Endowment Hypothesis.

5. Dean & Lovely.

کشور داشته است.

بران^۱ (۲۰۰۸) طی مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین تجارت و محیط زیست در کشور رومانی پرداخته است. یافته‌های این مطالعه بیانگر این است که صادرات تأثیر اندک و معنی‌داری بر کیفیت محیط زیست دارد.

علاوه بر مطالعات فوق، در مطالعات متعدد دیگر که توسط ژینگ و کولستاد^۲ (۲۰۰۲)، اسکند و هریسون^۳ (۲۰۰۳)، والدریچ و گوپینات^۴ (۲۰۰۴) و جاورسیک و وی^۵ (۲۰۰۵) انجام شده است، محققین نتیجه گرفته‌اند که فرضیه مأمّن آلاینده‌گی در کشورهای در حال توسعه تأیید شده و گسترش صادرات و افزایش تولید تأثیر مخربی بر کیفیت محیط زیست در این کشورها دارد.

۳. شناخت حقایق آشکار شده در خصوص میزان انتشار گاز دی اکسید

کربن توسط بخش‌های مصرف‌کننده انرژی در ایران

یکی از مهمترین آلودگی‌های بخش انرژی، آلودگی هوا در اثر انتشار گازهای آلاینده ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است. از بین گازهای آلاینده و گلخانه‌ای، گاز دی اکسید کربن مهمترین آلاینده محیط زیست بوده که دارای بیشترین اثرات زیست محیطی می‌باشد.^۶

در جدول (۱) میزان انتشار گاز دی اکسید کربن توسط هر یک از بخش‌های مصرف‌کننده انرژی طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۴ نشان داده شده است. آمارهای جدول (۱) بیانگر این است که مقدار انتشار گاز دی اکسید کربن توسط بخش‌های خانگی، تجاری و عمومی و بخش حمل و نقل به تدریج در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۴ افزایش یافته است. برای مثال میزان انتشار گاز دی اکسید کربن برای بخش‌های خانگی، تجاری و عمومی و بخش

1. Bran.

2. Xing & Kolestad.

3. Eskeland & Harrison.

4. Waldkrich & Gopinath.

5. Javorcik & Wei.

صنعت در سال ۱۳۷۹ برابر با ۷۵۰۷۸۵۵۴ و ۶۲۰۹۸۷۰۳ تن بوده که به ۱۱۱۹۹۸۳۵۲ و ۵۸۸۳۷۹۱۵ تن رسیده است. بنابراین ملاحظه می‌شود علی‌رغم کاهش میزان انتشار گاز دی اکسید کربن توسط بخش صنایع در سال ۱۳۸۴ نسبت به سال ۱۳۷۹، همچنان در حدود ۱۵/۴ درصد از انتشار گاز دی اکسید کربن در سال ۱۳۸۴ مربوط به بخش صنایع بوده است. از اینرو با نگاهی به این آمارها مشاهده می‌کنیم سهم بخش‌های خانگی، تجاری، عمومی، حمل و نقل و صنایع در میزان انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به بخش کشاورزی بیشتر بوده است.

جدول ۱- میزان انتشار گاز دی اکسید کربن از کلیه بخش‌های مصرف کننده انرژی در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۴ (تن)

بخش	سال	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴
خانگی، تجاری و عمومی	۷۵۰۷۸۵۵۴	۸۳۲۹۹۵۸۹	۹۹۱۳۲۲۳۸	۱۰۰۲۰۶۱۲۱	۱۰۷۲۳۱۶۷۸	۱۱۱۹۹۸۳۵۲	
صنایع	۶۲۰۹۸۷۰۳	۵۵۱۳۳۱۸۶	۵۵۴۹۷۵۲۷	۵۰۲۰۷۸۱۲	۵۱۶۷۱۳۳۹	۵۸۸۳۷۹۱۵	
حمل و نقل	۷۳۵۸۷۷۷۸	۷۵۲۱۰۴۹۶	۸۴۲۰۴۵۳۲	۹۱۸۳۵۳۶۴	۹۷۱۶۴۶۵۶	۱۰۵۲۲۰۷۷۳	
کشاورزی	۱۰۸۰۸۶۰۲	۱۰۱۵۸۳۶۵	۹۳۸۳۷۷۷	۹۹۴۶۱۶۲	۹۸۱۷۹۵۲	۱۰۰۸۶۸۷۸	

مأخذ: ترازنامه انرژی، سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۴.

با توجه به نتایج جدول (۱) می‌توان بیان کرد که به ترتیب سهم بخش‌های خانگی، تجاری و عمومی، بخش حمل و نقل و بخش صنایع در میزان انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن نسبت به بخش کشاورزی بیشتر بوده است. لذا بر اساس واقعیات مربوط به روند انتشار گاز دی اکسید کربن توسط بخش‌های عمده مصرف کننده انرژی، لازم است در مدل‌سازی تابع آلودگی محیط زیست نیز این موارد مد نظر قرار گیرد. از اینرو در این مطالعه برای مدل‌سازی تابع آلودگی محیط زیست (انتشار گاز دی اکسید کربن) از متغیرهای تراکم جمعیت که تا حدی منعکس کننده افزایش جمعیت و سهم بخش خانگی، تجاری و عمومی و همچنین حمل و نقل در میزان آلودگی هوا و تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر مقیاس و یکی از عوامل مؤثر بر شدت مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست

و صادرات کالاهای صنعتی که نسبت به محصولات نفتی و کشاورزی درجه آلایندگی بیشتری دارند استفاده شده است تا مدل مناسبی با توجه به سهم هر یک از بخش‌های مصرف‌کننده انرژی در آلودگی محیط زیست ایران تصریح شود. لازم به ذکر است که تولید و صادرات نفت خام و گاز طبیعی فاقد انتشار گاز دی اکسید کربن بوده و بنابراین در مدل برآورد شده برای اقتصاد ایران ملحوظ نمی‌شود.

۴. معرفی مدل تحقیق، داده‌ها و اطلاعات آماری

بر اساس مبانی نظری موضوع و مطالعات تجربی صورت گرفته و با توجه به شناخت حقایق آشکار شده در زمینه سهم هر یک از بخش‌های مصرف‌کننده انرژی در انتشار گاز دی اکسید کربن، از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده جهت تخمین مدل استفاده می‌شود تا به کمک آن بتوان به برآوردهای به نسبت بدون تورشگی از ضرایب بلندمدت الگو دست یافت. فرم کلی الگوی پویای کوتاه مدت به صورت زیر است:

$$LCO_{2t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i LCO_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{1i} LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} LIEX_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} LPD_{t-i} + DU_{72} + u_t$$

در مرحله بعد الگوی بلندمدت به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$LCO_{2t} = \gamma_1 + \gamma_2 LGDP_t + \gamma_3 LIEX_t + \gamma_4 LPD_t + \gamma_5 DU_{72} + \varepsilon_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، CO_2 میزان انتشار گاز دی اکسید کربن بر حسب کیلو تن، GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال پایه ۲۰۰۰ و بر حسب دلار آمریکا، PD تراکم جمعیت (میزان جمعیت ساکن در هر کیلومتر مربع)، IEX ارزش صادرات کالاهای صنعتی بر حسب میلیون دلار و DU_{72} متغیر مجازی^۱ در جهت تعدیل مشاهده پرت مورد استفاده قرار گرفته است.

۱. در این مطالعه برای انتخاب متغیر مجازی مناسب جهت برآزش هر چه بهتر مدل از نمودار جملات اختلال الگوی پویای کوتاه مدت استفاده شده است که نتایج تخمین جملات اختلال بیانگر این است که برای سال ۱۳۷۲ مقدار جمله اختلال نسبت به سایر سال‌های مورد بررسی، از فواصل دو انحراف معیار بیشتر می‌باشد.

در مورد علامت‌های انتظاری ضرایب مدل می‌توان انتظار داشت که ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی ($\gamma_2 > 0$) مثبت باشد. به بیان دیگر می‌توان بیان کرد که با افزایش مقیاس تولید، میزان آلودگی محیط زیست افزایش می‌یابد. از طرف دیگر ضریب متغیر تراکم جمعیت ($\gamma_4 > 0$) باید مثبت باشد. به عبارت دیگر با افزایش تراکم جمعیت انتظار بر این است که آلودگی هوا افزایش یابد. علاوه بر این انتظار می‌رود با افزایش حجم صادرات کالاهای صنعتی میزان آلودگی هوا نیز افزایش یابد. زیرا این نوع کالاها و خدمات دارای شدت آلاینده‌گی بیشتری نسبت به صادرات سایر کالاها و از جمله کالاهای کشاورزی می‌باشند. به عبارت دیگر γ_3 باید مثبت باشند.

لازم به ذکر است که دوره زمانی مورد بررسی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۵ بوده و داده‌ها و اطلاعات آماری مربوط به متغیرهای ارزش صادرات کالاهای صنعتی از گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی و داده‌های سایر متغیرها نیز از لوح فشرده اطلاعات بانک جهانی^۲ (۲۰۰۸) استخراج شده است.

۵. تخمین مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق

در این مطالعه با توجه به حجم نمونه مورد مطالعه و به منظور برآوردهای به نسبت بدون تورش^۳ از ضرایب بلندمدت مدل از روش هم‌انباشتگی^۴ ARDL استفاده شده است. قبل از بررسی رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل، لازم است مرتبه پایایی متغیرها تعیین شده و سپس الگوی پویای کوتاه مدت جهت بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی تخمین زده شود. نتایج بررسی آزمون ریشه واحد متغیرها نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا شده‌اند^۵. به عبارت دیگر متغیرها $I(1)$ می‌باشند. شایان ذکر است که یکی از مزایای روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نسبت به سایر

۱. دوره زمانی مورد بررسی به سال شمسی تبدیل شده که معادل با دوره زمانی ۱۹۷۳-۲۰۰۶ میلادی می‌باشد.

2. World Development Indicator

۳. یکی از مزایای روش ARDL نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی این است که برای نمونه‌های با حجم اندک برآورد نسبتاً بدون تورش از ضرایب ارائه می‌نماید. برای مطالعه بیشتر در این زمینه نگاه کنید به نوفرستی (۱۳۷۸).

4. Auto Regressive Distributed Lag

۵. نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای مدل در پیوست مقاله ارائه شده است.

روش‌های هم‌انباشتگی و بویژه روش جوهانسن - جوسیلیوس، عدم نگرانی در خصوص $I(0)$ و یا $I(1)$ بودن متغیرها است. بنابراین بدون در نظر گرفتن پایایی متغیرها در سطح و یا تفاضل مرتبه اول، می‌توان تخمین‌های سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست آورد. در مرحله بعد الگوی پویای کوتاه مدت جهت بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی تخمین زده شده است. نتایج تخمین در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲- نتایج تخمین الگوی پویای کوتاه مدت

نام متغیر	مقدار ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت
$LCO2_{t-1}$	۰/۲۳۵	۰/۱۲	۱/۹۱
$LGDP_t$	۰/۶۷	۰/۱۴	۴/۶۴
$LGDP_{t-1}$	-۰/۲۸	۰/۱۸	-۱/۵۲
LPD_t	۰/۳۶	۰/۱۱	۳/۲۳
$LIEX_t$	۰/۰۸۴	۰/۰۱۶	۵/۰۰۴
DU72	-۰/۱۳	۰/۰۳۹	-۳/۴۰
C	-۲/۲۲	۲/۶۰	-۰/۸۵
$R^2 = 0.99$, $\bar{R}^2 = 0.98$, $DW = 2.27$, $F = 402.53$			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که بر اساس آماره آزمون شوارتز-بیزین، وقفه بهینه متغیر وابسته (لگاریتم انتشار گاز دی‌اکسید کربن) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی یک تعیین شده و وقفه بهینه سایر متغیرهای توضیحی صفر تعیین شده است. به عبارت دیگر الگوی پویای کوتاه مدت از فرایند تعیین وقفه $ARDL(1,1,0,0)$ تبعیت می‌نماید. در مرحله بعد برای بررسی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، آزمون بونجی، دولادو و مستر^۱ مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنانچه ضریب وقفه دار متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد الگوی پویای کوتاه مدت به سمت الگوی تعادلی بلند مدت میل خواهد نمود. برای این منظور فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل دلالت بر وجود یک رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. مقدار آماره t برای انجام آزمون

1. Banerjee, Dolado & Master.

فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{S_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{0.235 - 1}{0.12} = -6.38$$

از آنجا که مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با ۳/۹۱- است، لذا قدر مطلق مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی بزرگتر می‌باشد، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل رد شده و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها برقرار می‌باشد. نتایج مربوط به تخمین الگوی پویای کوتاه مدت نشان می‌دهد که انتشار گاز دی اکسید کربن با یک وقفه دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر خود متغیر بوده و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، صادرات کالاهای صنعتی و تراکم جمعیت در همان دوره تأثیر مثبت بر انتشار گاز دی اکسید کربن داشته‌اند. علاوه بر این کشش متغیر گاز دی اکسید کربن نسبت به متغیر تراکم جمعیت برابر با ۰/۳۶ بوده و متغیر مجازی نیز تأثیر منفی و معنی‌دار بر انتشار گاز دی اکسید کربن داشته است. ضریب تعیین بالای مدل (۰/۹۹) و مقدار آماره‌های آزمون دوربین-واتسون (۲/۲۷) و F (۴۰۲/۵۲) نیز دلالت بر قدرت توضیح دهنده‌گی بالای مدل، عدم وجود خودهمبستگی و معنی‌دار بودن ضرایب کلی در مدل تخمین زده شده دارد. در ادامه برای بررسی خوبی برازش الگوی پویای کوتاه‌مدت، از آزمون‌های تشخیص^۱ استفاده شده است که نتایج بیانگر عدم وجود خودهمبستگی، شکل تبعی مناسب، عدم وجود ناهمسانی واریانس و نرمال بودن جملات اختلال می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول ۳- نتایج آزمون‌های تشخیص

مقدار آماره F	مقدار آماره LM	آماره‌های آزمون
F(1, 23) = .97024[.335]	CHSQ(1) = 1.2548[.263]	A:Serial Correlation
F(1, 23) = .15604[.696]	CHSQ(1) = .20890[.648]	B:Functional Form
Not applicable	CHSQ(2) = .15137[.927]	C:Normality
F(1, 29) = 1.3274[.259]	CHSQ(1) = 1.3569[.244]	D:Heteroscedasticity

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بخش دیگر این مطالعه، با توجه به اینکه یک رابطه هم‌انباشستگی بین متغیرهای مدل وجود دارد، به برآورد ضرایب بلند مدت الگو پرداخته می‌شود. نتایج تخمین ضرایب بلند مدت به صورت جدول (۴) می‌باشد:

جدول ۴- تخمین ضرایب بلند مدت الگو

نام متغیر	مقدار ضریب	مقدار آماره t استیودنت
LGDP	۰/۵۲	۴/۰۷
LIEX	۰/۱۱	۵/۱۴
LPD	۰/۴۷	۴/۱۴
C	-۲/۹۰	-۰/۹۱
DU72	-۰/۱۸	-۳/۳۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۷) ضمیمه، با افزایش تراکم جمعیت، صادرات کالاهای صنعتی و تولید ناخالص داخلی میزان انتشار آلاینده‌های هوا (گاز دی اکسید کربن) افزایش یافته و کشش انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به متغیر تولید ناخالص داخلی در مقایسه با سایر متغیرهای مدل بیشتر می‌باشد. بیشتر بودن کشش گاز دی اکسید کربن نسبت به تولید ناشی از این است که با افزایش سطح تولید، شدت انرژی افزایش یافته و به تبع آن میزان انتشار آلاینده‌های هوا افزایش می‌یابد. کشش انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به صادرات کالاهای صنعتی برابر با ۰/۱۱ بوده که نشان می‌دهد با افزایش حجم صادرات این نوع کالاها به میزان ۱ درصد، میزان آلایندگی محیط زیست به میزان ۰/۱۱ درصد افزایش می‌یابد. پایین بودن کشش انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به صادرات کالاهای صنعتی در مقایسه با متغیرهای تراکم جمعیت و تولید ناخالص داخلی ناشی از این است که افزایش میزان انتشار آلایندگی هوا در ایران بیشتر ناشی از افزایش جمعیت و گسترش مقیاس تولید می‌باشد. بنابراین علی‌رغم آلاینده بودن صادرات محصولات صنعتی و غیرنفتی، انتظار بر این است که سهم صادرات این نوع محصولات در قیاس با متغیرهای تراکم جمعیت و سطح تولید انتظار بر این است که میزان آلایندگی محیط زیست کاهش یابد. در ادامه با

توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، لازم است مدل ECM^۱ جهت تعدیل خطای کوتاه مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت LCO2 تخمین زده شود. برای تخمین الگوی تصحیح خطا، جملات اختلال مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار سایر متغیرهای مدل قرار گرفته و از روش OLS^۲ برای تخمین ضرایب الگو استفاده می‌شود. شایان ذکر است که انتخاب طول وقفه بهینه برای متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مدل، بر مبنای ملاک شوارتز-بیزین صورت گرفته است. لذا بر این اساس، وقفه بهینه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی تراکم جمعیت، صادرات کالاهای صنعتی یک و برای متغیر تولید ناخالص داخلی دو تعیین شده است. نتایج تخمین مدل به صورت جدول (۵) است:

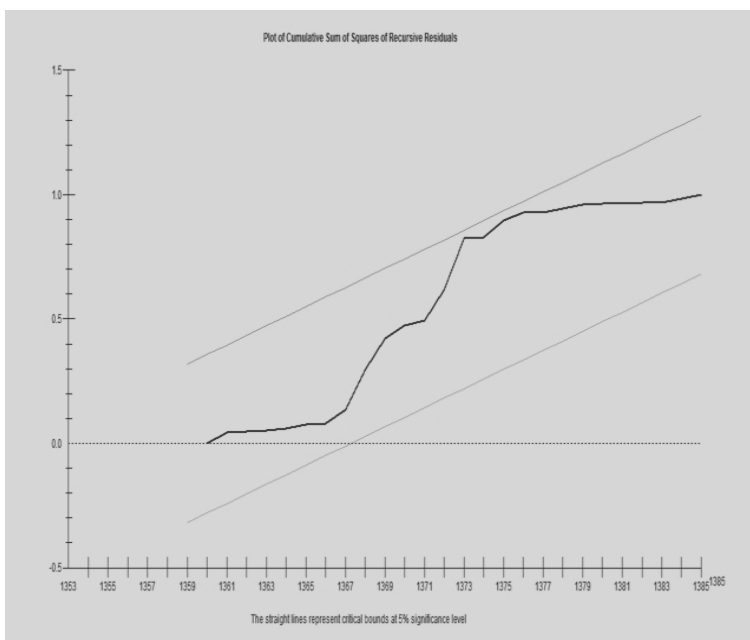
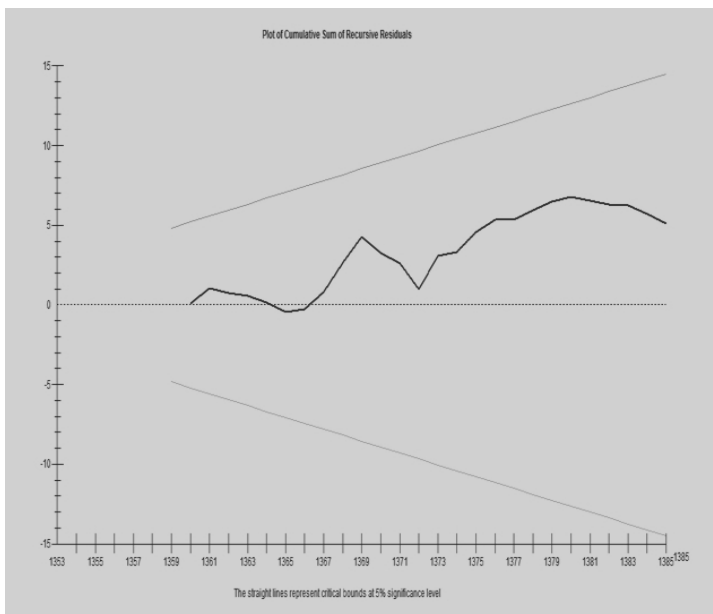
جدول ۵- تخمین مدل تصحیح خطا

مقدار آماره t استیودنت	مقدار ضریب	نام متغیر
-۱/۵۷	-۰/۳۴	$\Delta LCO2_{t-1}$
۱/۸۱	۰/۵۵	$\Delta LGDP_{t-1}$
-۱/۸۷	-۰/۵۳	$\Delta LGDP_{t-2}$
-۱/۵۱	-۲/۸۴	$\Delta LPOP_{t-1}$
۰/۸۶	۰/۴۷	$\Delta LIEX_{t-1}$
۲/۳۹	۰/۱۲	C
-۲/۸۶	-۰/۱۹	DU72
-۲/۳۵	-۰/۹۱	ecm_{t-1}
$R^2 = 0.47$ و $DW = 1.79$, $F = 2.88$ $\bar{R}^2 = 0.31$		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Error Correction Model.

۲. لازم به ذکر است که در نرم افزار Microfit4 مدل تصحیح خطا بر اساس تفاضل جاری متغیرهای توضیحی تخمین زده می‌شود، لذا بر اساس مباحث اقتصادسنجی، احتمال بروز ناپایداری ضعیف متغیر وابسته مطرح می‌شود. بنابراین لازم است برای تخمین مجدد مدل تصحیح خطا، مقدار وقفه دار جملات اختلال الگوی بلند مدت را به عنوان عامل تصحیح خطا در مدل ملحوظ نمود. در ضمن با توجه به اینکه حجم مشاهدات در این مطالعه ۳۴ مشاهده می‌باشد، لذا برای تصریح مناسب مدل ECM باید ضمن توجه به معیارهای خوبی برازش مدل، درجات آزادی مدل را نیز مد نظر قرار داد



نمودار ۱- نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ

بر اساس نتایج جدول (۵) می‌توان بیان کرد که تفاضل وقفه‌دار برخی از متغیرهای توضیحی از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و برخی دیگر معنی‌دار نمی‌باشد. علاوه بر این، ضریب متغیر مجازی منفی و معنی‌دار بوده که نشان می‌دهد با ملحوظ نمودن متغیر مجازی برای سال ۱۳۷۲، میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن کاهش معنی‌دار یافته است. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا برابر با $0/91$ - برآورد شده که نشان می‌دهد در هر سال $0/91$ از عدم تعادل یک دوره نسبت به دوره قبل تعدیل می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت مقدار تعادلی در مدت زمان کمتری صورت می‌گیرد. در ادامه به منظور بررسی ثبات و استحکام ضرایب بلندمدت از آزمونهای $CUSUM$ ^۱ و $CUSUMSQ$ ^۲ استفاده شده است که نتایج بیانگر ثبات ضرایب تخمینی در دوره زمانی مورد مطالعه است. به عبارت بهتر فرضیه صفر مبنی بر استحکام ضرایب برآورد شده در سطح معنی‌دار 5% رد نمی‌شود. نتایج بررسی استحکام ضرایب مدل در نمودار (۱) نشان داده شده است.

جمع‌بندی و ملاحظات

از دیدگاه بسیاری از اقتصاددانان طرفدار گسترش تجارت خارجی، آزادسازی تجاری به عنوان عامل مهم و مؤثر بر رشد اقتصادی جوامع تلقی می‌شود. اما در دهه‌های اخیر ملاحظه شده است که تجارت رو به گسترش بدون در نظر گرفتن استانداردهای زیست محیطی و صرفاً به منظور دسترسی به بازار محصولات سایر کشورها، به استفاده بی‌رویه و ناصحیح از منابع و انرژی منجر شده و آلودگی‌های فراوانی را در جهان در جهت انتشار گازهای گلخانه‌ای نظیر گاز دی‌اکسید کربن در پی داشته است. در این مطالعه که هدف آن بررسی رابطه بلندمدت بین صادرات کالاها صنعتی و شاخص کیفیت محیط زیست نظیر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۵ بوده است، نتایج حاصل از تخمین مدل به روش هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده نشان می‌دهد که متغیرهای صادرات کالاها صنعتی، تولید ناخالص داخلی و تراکم جمعیت

1. Cumulative Sum of Residuals.
2. Cumulative Sum of Squared Residuals.

تأثیر مثبت و معنی دار بر انتشار گاز دی اکسید کربن دارند. همچنین کشش متغیر انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به صادرات کالاهای صنعتی برابر با ۰/۱۱ بوده که نشان می دهد با افزایش یک درصد در حجم صادرات کالاهای صنعتی، میزان آلودگی محیط زیست به میزان ۰/۱۱ درصد افزایش می یابد. با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین مدل، ملاحظه می شود که تأثیر صادرات محصولات صنعتی و غیر نفتی بر میزان انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به متغیرهای تراکم جمعیت و تولید ناخالص داخلی کمتر می باشد. زیرا علی رغم شدت آلایندگی این نوع کالاها و خدمات، انتظار بر این است که سهم صادرات این نوع محصولات در مقایسه با متغیرهای تراکم جمعیت و تولید ناخالص داخلی پایین باشد. علاوه بر این، یافته های حاصل از این پژوهش دلالت بر تأثیر منفی حجم صادرات کالاهای صنعتی بر شاخص کیفیت زیست محیطی (فرضیه مآمن آلایندگی) در ایران دارد.

بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، می توان بیان کرد که یافته های این پژوهش مبنی بر تأثیر منفی صادرات کالاهای صنعتی بر شاخص آلودگی محیط زیست، با دیدگاه ها و مبانی نظری موضوع و همچنین مطالعات تجربی صورت گرفته نظیر مطالعه بران (۲۰۰۸)، شن (۲۰۰۸)، ژا و موتاکومورا (۲۰۰۶)، اینام و خلیل (۲۰۰۶) و خلیل و همکاران (۲۰۰۷) همسو و سازگار می باشد.

با توجه به یافته های حاصل از این تحقیق، مهمترین توصیه سیاستی این مطالعه آن است که دولت باید در زمینه تجارت سیاست های محدود کننده ای برای صادرات کالاهای صنعتی که آلایندگی بیشتری ایجاد می کنند در پیش گرفته و برای نیل به این هدف دولت می تواند از وضع مالیات بیشتر و یا نرخ تعرفه های بالا بر روی این کالاها استفاده نماید. علاوه بر این، دولت به جای تأکید بیشتر بر استراتژی صادرات کالاهای سرمایه بر که عموماً میزان آلایندگی بیشتری دارند، باید ارجحیت خود را روی ترکیب مناسبی از کالاهای کاربرو سرمایه بر متمرکز سازد. با توجه به مطالب ذکر شده و از آنجا که حجم صادرات کالاهای صنعتی در این مطالعه تأثیر منفی و معنی دار بر شاخص کیفیت زیست محیطی داشته است، لذا پیشنهاد می شود سیاستگذاران اقتصادی با اعمال سیاست های مناسب به

توسعه کالاهای صادراتی که تجارت سبز^۱ را در آینده فراهم می‌نماید، مبادرات ورزند. به عبارت دیگر دولت می‌تواند هر دوی سیاست‌های تجاری و زیست محیطی را به نحو منطقی ترکیب نموده به گونه‌ای که منافع حاصل از گسترش تجارت همراه با حفاظت از محیط زیست تأمین شود.

منابع

ترازنامه انرژی، سالهای ۱۳۷۹-۱۳۸۴، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، تهران.

گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالهای ۱۳۵۲-۱۳۸۴.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

Antweiler, W. R., Copeland, B. and Taylor.M.S. (2001); "Is Free Trade Good for Environment?" *The American Economic Review*, Vol.4, No.2, pp.877-908.

Antle, J. M. and G. Heidebrink (1995); "Environment and Development: Theory and International Evidence", *Journal of Economic Development and Cultural Change*, Vol.43, No.3, pp.603-625.

Antweiler, W., Copeland, B.R., Taylor, M.S. (2001); "Is Free Trade Good for the Environment?" *Journal of American Economic Review*, Vol.91, Issue 4, pp.877-90.

Bhagwati, J. (1993); "The Case for Free Trade: Environmentalists Are Wrong to Fear the Effects of Free Trade. Both Causes Can Be Advanced by Imaginative Solutions." *Scientific American*, pp. 42-49.

Bran, F. (2008); "Trade and Environment - Opportunities and Risks", *Journal of Theoretical and Applied Economics*, Vol.4, Issue 1, pp.133-142.

Callan, S. J. (2004); *Environmental Economics and Management: Theory, Policy, and Practice*, Mason, Thomson South-Western.

Cole, E. T. and Baylis,J. (2005); "An Examination of US FDI into Mexico and Its Relation to NAFTA: Understanding the Effects of

- Environmental Regulation and the Factor Endowments That Affect the Location Decision," *The International Trade Journal*, Vol.19, Issue 1, pp. 340-352.
- Copeland, B.R. and Taylor, M.S. (2003); *Trade and the Environment: Theory and Evidence*, Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Dean, J.M. (2002); "Does Trade Liberalization Harm the Environment? A New Test", *Journal of Canadian Economics Association*, Vol.35, No.4, pp.819-842.
- Dean, J.M. and Lovely, M.E. (2008); "Trade Growth, Production Fragmentation, and China's Environment", *NBER Working Paper*, pp.1-20.
- Enders, W. (2004); *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley&Son,Inc.
- Eskeland, G.S. and A.E. Harrison (2003); "Moving to greener pastures? Multinationals and pollution haven hypothesis; *Journal of Development Economics*, vol. 70, No. 1,pp. 1-23.
- Frankel, J. A. and A. K. Rose (2005); "Is Trade Good or Bad for the Environment: Sorting out the Causality", *Journal of The Review of Economics and Statistics*, Vol.87, No. 1, pp.85-91.
- Fung, K.C., Meachler,A.M. (2007); "Trade liberalization and the environment: The case of intra-industry trade", *Journal of International Trade & Economic Development*,Vol.16, Issue 1,pp.53-69.
- Gallagher, K. P. (2004); "Free Trade and the Environment: Mexico, NAFTA, and Beyond". Stanford, Stanford Law and Politics, *Stanford University Press*.
- Grossman, G.M. and Kruger,B. (1993); "Environmental Impacts of North-American Free Trade Agreement", *In P.M. Cambridge*, MIT Press.

- Harrison, A.E. (2003). "Moving to greener pastures? Multinationals and pollution haven hypothesis", *Journal of Development Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 1-23.
- Holinger, K. (2008); "Trade Liberalization and the Environment: A Study of NAFTA's Impact in El Paso, Texas and Juarez, Mexico", *Virginia Polytechnic Institute and State University*, PP.1-79.
- Javorcik, Beata S. and Shang- Jin Wei (2004); "Pollution havens and foreign direct investment: dirty secret or popular myth?", *Contributions to Economic Analysis & Policy*, vol. 3, No. 2 (Berkeley, California, The Berkeley Electronic Press.
- Jie H. (2005), Environmental Impacts of International Trade: The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide in Chinese Provinces, *Cahier Working Paper*, pp.1-30.
- Khalil, Samina and Inam, Zeeshan (2006); "Is Trade Good For Environment? A Unit Root Co-integration Analysis", *The Pakistan Development Review*, Vol.45, No.4, pp.1187-1196.
- Khalil, S., Azhar. U. and Hasnain. A. (2007); "Environmental Effects of Trade Liberalization: A Case Study of Pakistan", *Journal of Pakistan Development Review*, Vol.46, No.4, pp.645-655.
- Lopez, R. (1994); "The Environment as a Factor Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.27, pp.84-163.
- Managi, S. (2006); International trade, economic growth and the environment in high- and low-income countries, *International Journal of Global Environmental Issues*, Vol.6, No.4, pp.320-330.
- Muthukumara, M. , Jha, S. (2006); "Trade liberalization and the environment in Vietnam", *Policy Research Working Paper*, pp.1-20.
- Perroni, C. , Wigle, R.M. (1994); International Trade and Environmental Quality: How Important Are the Linkages? *Canadian Journal of*

- Economics*, Vol.27, Issue 3, pp.551-567.
- Shen, J. (2008); "Trade liberalization and environmental degradation in China", *Journal of Applied Economics*, Vol.40, Issue 8, pp.997-1004.
- Xing, Y. and C. Kolstad (2002); "Do lax environmental regulations attract foreign investment?", *Environmental and Resource Economics*, vol. 21, No. 1, pp. 1-22.
- Vaughan, S. (2003); *The Greenest Trade Agreement Ever? Measuring the Environmental Impacts of Agricultural Liberalization. NAFTA's Promise and Reality: Lessons from Mexico for the Hemisphere*. S. Polaski, Carnegie.
- Waldkirch, A. and M. Gopinath (2004); "Pollution haven or hythe? New evidence from Mexico", *International Trade*, No. 0412005, Economics Working Paper Archive at Washington University in St. Louise.
- Wheeler, D. (2001); "Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Quality in Developing Countries. World Bank, *Development Research Group*. pp.1-24.

پیوست و ضمایم مقاله

جدول ۱- آزمون ریشه واحد پرون برای متغیر لگاریتم گاز دی اکسید کربن

Dependent Variable: LCO2				
Method: Least Squares				
Date: 01/14/29 Time: 09:22				
Sample (adjusted): 1355 1384				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.298340	2.764089	1.193283	0.2440
DU61	0.094008	0.088344	1.064119	0.2974
DU	0.226332	0.128676	1.758929	0.0908
DT	0.054334	0.011773	4.614933	0.0001
@TREND	-0.040031	0.017284	-2.316066	0.0290
LCO2(-1)	0.742371	0.240340	3.088835	0.0049
DLCO2(-1)	-0.222002	0.239665	-0.926301	0.3631
R-squared	0.971333	Mean dependent var	12.22663	
Adjusted R-squared	0.964453	S.D. dependent var	0.412452	
S.E. of regression	0.077764	Akaike info criterion	-2.079647	
Sum squared resid	0.151179	Schwarz criterion	-1.759017	
Log likelihood	40.27434	F-statistic	141.1798	
Durbin-Watson stat	2.168599	Prob(F-statistic)	0.000000	

جدول ۲- آزمون ریشه واحد پرون برای متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی

Dependent Variable: LGDP
 Method: Least Squares
 Date: 09/19/09 Time: 04:11
 Sample (adjusted): 1355 1384
 Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.435687	1.592604	3.413082	0.0024
DU61	0.135772	0.054780	2.478488	0.0210
DU	0.053633	0.015331	3.498276	0.0019
DT	0.002335	0.061397	0.038031	0.9700
@TREND	-0.037093	0.014361	-2.582930	0.0166
LGDP(-1)	0.568695	0.129310	4.397908	0.0002
DLGDP(-1)	0.381279	0.187275	2.035932	0.0534
R-squared	0.971661	Mean dependent var	12.43068	
Adjusted R-squared	0.964268	S.D. dependent var	0.258649	
S.E. of regression	0.048892	Akaike info criterion	-2.997442	
Sum squared resid	0.054980	Schwarz criterion	-2.670496	
Log likelihood	51.96163	F-statistic	131.4337	
Durbin-Watson stat	2.315418	Prob(F-statistic)	0.000000	

جدول ۳- آزمون ریشه واحد پرون برای متغیر لگاریتم صادرات کالاهای صنعتی

Dependent Variable: LEX
 Method: Least Squares
 Date: 09/19/09 Time: 04:19
 Sample (adjusted): 1355 1384
 Included observations: 30 after adjustments

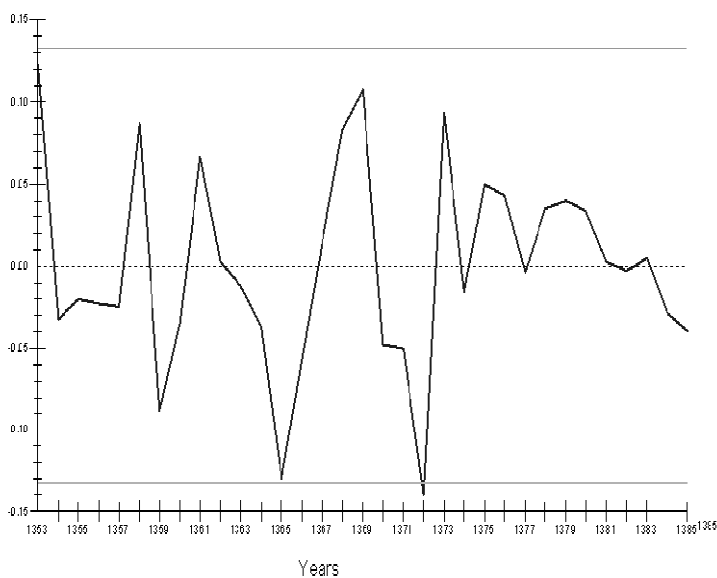
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.381740	2.194380	2.908220	0.0079
DU61	0.330959	0.216702	1.527252	0.1403
DU	0.281415	0.069244	4.064119	0.0005
DT	0.541845	0.249327	2.173231	0.0403
@TREND	-0.256264	0.063583	-4.030405	0.0005
LEX(-1)	0.493833	0.183350	2.693383	0.0130
DLEX(-1)	0.050139	0.207648	0.241462	0.8113
R-squared	0.891203	Mean dependent var	10.69335	
Adjusted R-squared	0.862821	S.D. dependent var	0.490409	
S.E. of regression	0.181636	Akaike info criterion	-0.372659	
Sum squared resid	0.758809	Schwarz criterion	-0.045712	
Log likelihood	12.58988	F-statistic	31.40042	
Durbin-Watson stat	2.197493	Prob(F-statistic)	0.000000	

جدول ۴- نتایج آزمون فیلیپس - پرون برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

نام متغیرها	مقدار آماره آزمون PP
DLCO2	-۵/۶۵
DLGDP	-۳/۳۵
DLIEX	-۳/۸۱
DLPD	-۳/۶۶

مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی دار ۵٪ برای آزمون PP (۲/۹۶۵-)

Plot of Residuals and Two Standard Error Bands



نمودار ۱- نمایش نوسانات جملات اختلال در مقابل زمان

جدول ۵- نتایج تخمین الگوی پویای کوتاه مدت با اضافه نمودن متغیر مجازی

Autoregressive Distributed Lag Estimates			
ARDL(1,1,0,0) selected			

Dependent variable is LCO2			
31 observations used for estimation from 1355 to 1385			

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LCO2(-1)	.23496	.12345	1.9032 [.069]
LGDP	.67089	.14459	4.6399 [.000]
LGDP(-1)	-.27689	.18164	-1.5244 [.140]
LPOP	.36160	.11190	3.2314 [.004]
LIEX	.084426	.016869	5.0047 [.000]
C	-2.2221	2.6046	-.85315 [.402]
DU	-.13444	.039484	-3.4049 [.002]

R-Squared	.99016	R-Bar-Squared	.98770
S.E. of Regression	.048679	F-stat.	F(6, 24) 402.5296 [.000]
Mean of Dependent Variable	12.3211	S.D. of Dependent Variable	.43894
Residual Sum of Squares	.056872	Equation Log-likelihood	53.6774
Akaike Info. Criterion	46.6774	Schwarz Bayesian Criterion	41.6585
DW-statistic	2.2708	Durbin's h-statistic	-1.0380 [.299]

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM version	* F version	*

* A:Serial Correlation*	*CHSQ(1)= 1.2548[.263]*	*F(1, 23)= .97024[.335]*	*
* B:Functional Form	*CHSQ(1)= .20890[.648]*	*F(1, 23)= .15604[.696]*	*
* C:Normality	*CHSQ(2)= .15137[.927]*	Not applicable	*
* D:Heteroscedasticity*	*CHSQ(1)= 1.3569[.244]*	*F(1, 29)= 1.3274[.259]*	*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation			
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values			
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals			
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values			

جدول ۶- نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا

```

Ordinary Least Squares Estimation
*****
Dependent variable is DLCO2
31 observations used for estimation from 1355 to 1385
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
C                   .12267                .051423                 2.3855[.026]
DLCO2(-1)          -.34483               .21935                  -1.5720[.130]
DLGDP(-1)          .55321                .30527                  1.8122[.083]
DLGDP(-2)          -.52743               .28275                  -1.8653[.075]
DLPOP(-1)          -2.8353              1.8775                  -1.5102[.145]
DLIEX(-1)          .047238              .054971                 .85932[.399]
DU                 -.18558               .064893                 -2.8598[.009]
Ecm(-1)            -.91646               .38943                  -2.3534[.028]
*****
R-Squared           .46720                R-Bar-Squared           .30505
S.E. of Regression .082275              F-stat. F( 7, 23)       2.8812[.026]
Mean of dependent variable .040995             S.D. of dependent variable .0988694
Residual sum of squares .15569              Equation Log-likelihood 38.0679
Akaike Info. Criterion 30.0679             Schwarz Bayesian Criterion 24.3320
DW-Statistic        1.7865              Durbin's h-statistic    *NONE*
*****

Diagnostic Tests
*****
* Test Statistics *          LM Version          * F Version          *
*****
* A:Serial correlation*CHSQ( 1)= 1.1259[.289]*F( 1, 22)= .82915[.372]*
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 11.5407[.912]*F( 1, 22)= 13.0476[.002]*
* C:Normality *CHSQ( 2)= 7.4144[.075]* Not applicable
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 1.4600[.227]*F( 1, 29)= 1.4334[.241]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

جدول ۷- نتایج تخمین رابطه تعادلی بلندمدت

```

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,0,0) selected
*****
Dependent variable is LCO2
31 observations used for estimation from 1355 to 1385
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
LGDP               .51500                .12642                  4.0737[.000]
LPOP               .47265                .11419                  4.1390[.000]
LIEX               .11036                .021453                 5.1441[.000]
C                  -2.9046               3.1798                  -.91346[.370]
DU                 -.17573               .051949                 -3.3826[.002]
*****

```